UNIVERSIDAD
COMPLUTENSE
MADRID

Proyecto de Innovación

Convocatoria 2019/2020

Nº de proyecto: 303

Título del proyecto: Implementación de Pruebas Individuales para la Evaluación Continua en Métodos Cuantitativos (IPIPEC)

Nombre del responsable del proyecto:

Patrizia Pérez Asurmendi

Centro: Falcultad de Ciencias

Económicas y Empresariales

Departamento: Análisis Económico y Economía Cuantitativa

1. Objetivos propuestos en la presentación del proyecto

El Proyecto IPIPEC se presentó bajo la premisa de facilitar la implementación de un tipo de evaluación continua acorde con el Espacio Europeo de Educación Superior en asignaturas de tipo cuantitativo. La idea novedosa es sustituir los controles parciales (se suelen hacer 2 en el curso completo) por pruebas individuales semanales de corrección automática y centradas en los aspectos más teóricos de las asignaturas cuantitativas que impartimos distintos profesores del Departamento.

El objetivo era por tanto, doble: por un lado, se pretendía incentivar el trabajo continuo y la adquisición progresiva de conocimientos por parte de los estudiantes a lo largo del curso y por otro lado, se buscaba reducir el tiempo que los docentes dedicaban a la corrección de exámenes para emplearlo en planificar actividades relacionadas con las competencias incluidas en las guías docentes (por ejemplo, hacer más prácticas en aulas informáticas con datos reales, sesiones de tutorías en grupo, trabajos en equipo, etc.).

Los objetivos concretos planteados en el proyecto eran los siguientes:

- <u>Fomentar el hábito de estudio continuado en el curso por parte de los alumnos</u>. Este objetivo era clave para el equipo investigador, puesto que dominar las asignaturas de corte cuantitativo implica un gran esfuerzo por parte de los estudiantes a la hora de asimilar tanto los conceptos teóricos como las aplicaciones de los mismos usando datos (tanto reales como simulados).

  Este tipo de asignaturas requieren no sólo un buen trabajo por parte del docente, sino también un estudio continuo por parte de los estudiantes, así como la asistencia habitual a las clases (teóricas y prácticas). El sistema de pruebas semanales propuesto incide en el estudio progresivo de los contenidos más teóricos de las asignaturas de corte cuantitativo. La mecánica del sistema provee a los estudiantes de un banco de preguntas (Catálogo de Preguntas) que se va actualizando conforme se imparten nuevos contenidos de la ficha docente de la asignatura correspondiente.

  De esta manera, se dirige el estudio de los alumnos por medio de un material original y estructurado que les permite entender la lógica de la materia que se imparte. Además, los estudiantes tienen acceso a las correcciones de sus pruebas de forma casi inmediata; es decir, se les proporciona información para evaluar sus conocimientos e identificar las carencias en su aprendizaje desde las primeras semanas de clase, dándoles la posibilidad de afianzar sus conocimientos antes de que la materia de estudio sea inabordable. Para que el sistema sea efectivo, es necesario un buen diseño del banco de preguntas; los enunciados de los distintos conceptos y temas abordados deben ser muy similares y las respuestas deben diferir en aspectos sutiles, para desincentivar la estrategia de intentar aprender de memoria las respuestas a las preguntas de un control tipo test.

- Dinamizar las clases y reducir el absentismo. Pese a la enorme utilidad de las asignaturas de corte cuantitativo desde el punto de vista práctico, es habitual que a medida que pasa el curso, la asistencia a las clases se reduzca considerablemente y los alumnos repetidores no acudan prácticamente a ninguna clase. También es común encontrar en las aulas estudiantes desanimados debido a la complejidad de la materia que se imparte. El sistema de pruebas semanales facilita la asimilación de los conceptos teóricos y estadísticos que se imparten en clase, evitando que los alumnos pierdan el hilo de las asignaturas y animando a que sigan asistiendo a clase. Se incentiva que los estudiantes sean capaces de ir más allá de los conceptos técnicos que se les proporcionan en las clases, comprendiendo los problemas y promoviendo su curiosidad por las aplicaciones prácticas de los mismos. El hecho de que los alumnos dediquen suficientes horas de estudio a las asignaturas desde la primera semana del curso, lleva a una participación en clase mucho más elevada y por consiguiente, a una asimilación paso a paso, de los contenidos de las materias.

- Liberar tiempo para realizar otras actividades de evaluación continua. En la Guía Docente de Econometría, asignatura donde se implementó el proyecto, se establece que los alumnos que cursen y superen la asignatura deben ser capaces de aplicar los conocimientos técnicos adquiridos a problemas económicos relevantes (competencias CT2, CT3, CE3, CE5, CE7 y CE8). Una de las consecuencias de la aplicación del sistema de pruebas propuesto es que se reduce el tiempo de preparación y de corrección, en comparación con el empleado en los exámenes parciales "tradicionales". Además, se diseña mejor el curso, al complementar las pruebas con otras actividades que permiten la adquisición de las competencias ya citadas anteriormente.

Para la consecución de los objetivos ya citados se propuso un plan de actuaciones, que ha conformado la línea directora del proyecto, y que se detalla a continuación:

i. Creación del banco de preguntas para las pruebas periódicas individuales.

ii. Diseño de la evaluación de la efectividad del sistema de pruebas semanales individuales.

iii. Implementación de las pruebas semanales en distintos grupos.

iv. Difusión de los cuestionarios sobre la efectividad del sistema de evaluación continua entre los alumnos y los docentes.

v. Análisis sobre los resultados y la información recopilados en el proyecto.

2. Objetivos alcanzados

El equipo de investigadores que formamos parte de este proyecto estamos muy satisfechos con los resultados obtenidos. La asignatura donde se ha desarrollado el proyecto es en la Econometría de tercer curso de ECO, ADE y los dobles grados de ADE + Derecho, ADE + Informática Economía + Matemáticas + Estadística. Este curso 2019/2020, la docencia de dicha asignatura se ha visto afectada por el Estado de Alarma provocado por el COVID-19, al ser impartida en el segundo cuatrimestre. A pesar de ello, se ha continuado adelante con el proyecto.

Con respecto al fomento del estudio continuo, los resultados que se analizan en el Anexo (VI) muestran que los alumnos que han seguido el sistema propuesto en el proyecto han mejorado sus resultados a lo largo de las distintas pruebas. Además, hemos observado como su asistencia e implicación en las clases ha aumentado sensiblemente con respecto a nuestra experiencia en anteriores cursos. El hecho de que los alumnos dedicasen suficientes horas de estudio a la asignatura desde la primera semana del curso, llevó a una participación en clase mucho más elevada y por consiguiente, a una asimilación paso a paso, de los contenidos de la materia. Pese a las circunstancias atípicas en las que se ha desarrollado el curso, hemos incidido decisivamente en la capacidad de resolver problemas, de llevar a cabo un análisis y síntesis de los mismos y de aplicar conocimientos teóricos a campos aplicados de nuestros estudiantes (competencias CG1, CG2 y CT1 contenidas en la Guía Docente de la asignatura de Econometría). Por último, el ahorro de tiempo en el diseño y la corrección de exámenes "tradicionales", ha supuesto que se desarrollen otras actividades de evaluación continua. En el grupo de Economía-A, donde se ha aplicado el sistema de pruebas individuales, se han monitorizado tres trabajos con evaluación por pares. Estos trabajos han supuesto un diez por ciento de la nota final de cada alumno y consistieron en la aplicación de los conceptos vistos en clase a datos reales. Se utilizó la base de datos Penn Word Table 62 (pwtna62), gratuita y descargable por medio del software Gretl que se utiliza en la asignatura de Econometría. En esta base de datos se dispone de información macroeconómica relativa a 62 países entre 1950 y 2004. Para la realización de estos trabajos, los alumnos se agruparon en equipos a los que se les asignaban datos de distintos países. Cada equipo presentó una memoria que otros compañeros evaluaron. Cada alumno evalúo a cuatro compañeros en cada uno de los trabajos.

A continuación se detalla el cumplimiento del plan director del proyecto:

i. <u>Creación del banco de preguntas para las pruebas periódicas individuales</u>. Actualmente contamos con un banco de preguntas de 369 cuestiones que abordan todos los temas que se imparten en la asignatura de Econometría. Este banco incluye preguntas y soluciones argumentadas, constituyendo un material de estudio adecuado y muy útil para nuestros alumnos. Dicho Catálogo de Preguntas se adjunta en el Anexo (I) de esta memoria.

ii. Diseño de la evaluación de la efectividad del sistema de pruebas semanales individuales. Se determinaron qué grupos iban a ser los experimentales, es decir, cuáles implementaban el sistema de pruebas individuales utilizando el Catálogo de Preguntas, y qué grupos iban a ser los de control, en los que se iban a realizar pruebas parciales “tradicionales”. En los grupos experimentales se realizaron 12 pruebas.

    Se diseñó un cuestionario para recopilar la información sobre la satisfacción de los alumnos con las pruebas. Dada la situación en la que nos encontrábamos, también preguntamos por la docencia online. Se optó por un formato deliberadamente corto, bajo la premisa de animar a responder a unos alumnos cansados, a los que hemos estado requiriendo muchas tareas en las distintas asignaturas (y que, además, han de responder a muchas encuestas de evaluación docente por cada asignatura cursada en el año). Tal y como estaba planteado en el proyecto, también se diseñó un cuestionario para recoger las impresiones de los docentes.

iii. Implementación de las pruebas semanales en distintos grupos. El sistema de pruebas se usó en los grupos de Econometría del grado de Economía (tercer curso, grupo A) y del grado ADE (tercer curso, grupos A y D). En dichos grupos se realizaron 12 pruebas de evaluación. Además, se proporcionó a los estudiantes el Catálogo de Preguntas para que pudiera ser utilizado como material de la asignatura. Las pruebas se realizaron una vez por semana de forma presencial hasta que se decretó el Estado de Alarma por la emergencia sanitaria fruto del COVID-19. En las semanas de modalidad online, el sistema se adaptó a las nuevas circunstancias y permaneció activo hasta final de curso.

iv. Difusión de los cuestionarios sobre la efectividad del sistema de evaluación continua entre los alumnos y los docentes. El cuestionario para los estudiantes se construyó y distribuyó por medio del Campus Virtual de cada grupo. Se obtuvo información de los grupos impartidos por los miembros del proyecto y también del grupo ADE-F impartido por el profesor Alfonso Arellano.

v. Análisis sobre los resultados y la información recopilados del trabajo. Para el análisis de los resultados obtenidos, hemos recopilado información sobre las calificaciones cuantitativas de evaluación continua de los grupos experimentales. Además, hemos tenido en cuenta la información obtenida por medio de los cuestionarios distribuidos entre los estudiantes y los docentes.

3. Metodología empleada en el proyecto

Se van a distinguir dos apartados para describir las distintas metodologías empleadas en el proyecto.

i. Diseño, elaboración y difusión de encuestas. En este proyecto se han diseñado dos encuestas dirigidas a estudiantes y docentes, respectivamente. En el diseño se ha tenido en cuenta el sujeto al que iba dirigido (docente o estudiante), las preguntas que queríamos responder, la duración adecuada del mismo y los tipos de pregunta que se iba a utilizar. Se elaboraron cuestionarios cortos en los que la información apareciera bien estructurada. En el de estudiantes se optó por preguntas cerradas mientras que en el de los docentes también se incluyeron preguntas abiertas. En ambos casos se incluyeron variables de control dirigidas a capturar la racionalidad de los encuestados. Se realizaron a través del módulo de encuestas de Moodle y se distribuyeron por medio del Campus Virtual.

ii. Análisis de la información. Se han utilizado técnicas de tratamiento de datos para construir tres variables ficticias que facilitasen el análisis de parte de la información recopilada.

    En el caso de los estudiantes, se ha utilizado el análisis descriptivo para explicar los datos. Se han empleado métodos gráficos para aproximar el comportamiento de las variables y de sus características de interés. También se han utilizado estadísticos descriptivos y se ha analizado la correlación entre pares de variables teniendo en cuenta la significación de dicha correlación. Además, se ha dotado al análisis de rigurosidad por medio del contraste no paramétrico de Mann-Whitney.

    En el caso de los docentes, el tamaño de muestra fue tan pequeño que no permitió realizar ningún análisis formal. De cara a próximos cursos, se recopilará más información para un panel de datos que permita extraer conclusiones desde el punto de vista estadístico.

4. Recursos humanos

El equipo investigador que presentó el proyecto estaba formado por Marcos Bujosa Brun, Sonia Sotoca López, Gisela DiMeglio Berg, Francisco Álvarez González y Patrizia Pérez Asurmendi, todos ellos profesores del departamento de Análisis Económico y Economía Cuantitativa.

El equipo sufrió una modificación poco después de la concesión del proyecto. El participante Francisco Álvarez González no fue asignado para impartir la asignatura de Econometría en la versión definitiva del Plan Docente del Departamento de Análisis Económico y Economía Cuantitativa. Dicha circunstancia provocó su abandono del proyecto. En su lugar, se incluyó al profesor Marcello Sartarelli, que ha impartido la Econometría en dos grupos de ADE durante el curso 2019 - 2020. Su implicación en el proyecto ha sido muy significativa, ya que tiene diversas publicaciones JCR relacionadas con los objetivos que nos marcamos en este proyecto Innova.

A continuación se detallan las tareas realizadas por los miembros del equipo:

i. El profesor Marcos Bujosa Brun se encargó de implementar AMC y diseñar tanto el Catálogo de Preguntas como los cuestionarios.

ii. Los profesores Marcos Bujosa Brun, Patrizia Pérez Asurmendi y Marcello Sartarelli se encargaron de la elaboración de las preguntas para el Catálogo de Preguntas.

iii. Los profesores Patrizia Pérez Asurmendi y Marcello Sartarelli implementaron el sistema de pruebas individuales en sus grupos de Econometría en los grados ADE y Economía; es decir, se encargaron de los grupos experimentales. También diseñaron los cuestionarios dirigidos a estudiantes y docentes para obtener información sobre el sistema y, dadas las circunstancias derivadas del Estado de Alarma, sobre la docencia online. Posteriormente, se encargaron del análisis de los datos.

iv. Las profesoras Gisela DiMeglio Berg y Sonia Sotoca López realizaron una evaluación continua “tradicional” en sus grupos de Econometría. Se encargaron, por tanto, de los grupos de control.

v. Patrizia Pérez Asurmendi, como IP del proyecto, se encargó de la gestión operativa y económica del mismo. En cuanto a la gestión económica hubo problemas a la hora de ejecutar el presupuesto. En el Anexo (VIII) se explica la naturaleza de dichos problemas.

5. Desarrollo de las actividades

El proyecto presentado incluía distintas actividades cuyo desarrollo se explica a continuación. Cabe destacar que el Estado de Alarma vivido durante el curso obligó a los docentes de los grupos experimentales a realizar un trabajo adicional para adaptar el sistema a los requerimientos de la docencia online.

i. Elaboración del Catálogo de Preguntas. Durante el primer cuatrimestre se planificó y generó el Catálogo de Preguntas para la asignatura Econometría. Para ello se utilizaron algunos materiales de la asignatura como problemas de exámenes de cursos anteriores así como material original diseñado para las pruebas.
Para cada una de las preguntas se generó una batería de cuestiones que diferían de la primera en aspectos muy sutiles; en algunas ocasiones, estas variaciones fueron numéricas y aleatorias; en otras, incidieron en errores conceptuales habituales en nuestros estudiantes. La selección de temas a incluir se realizó siguiendo el programa de la asignatura. Se tuvieron en cuenta aspectos técnicos que suelen resultar complejos para nuestros alumnos pero también aplicaciones para trabajar la interpretación de los resultados obtenidos.
La organización del banco de preguntas resultó fundamental para que permitiera comprender la lógica de la asignatura. Cada pregunta se acompañó de una explicación sobre la repuesta correcta y tras ella, se ordenaron las versiones de dicha pregunta. Al ser utilizado como material de estudio, el alumno tiene la oportunidad de entender la lógica tras el concepto por medio de la explicación que se le proporciona, así como por el cambio en las respuestas que se producen en las distintas variaciones. Para evitar el uso excesivo de la memoria por parte de los alumnos e incentivar la comprensión de los conceptos, se realizaron un gran número de versiones de cada pregunta.
Las preguntas se organizaron por bloques para facilitar la asimilación y la elaboración de las pruebas individuales. Se realizó un importante trabajo a la hora de homogeneizar la notación. También, en la manera de realizar las preguntas y de versionarlas, con el objetivo de dotar de unidad al contenido del Catálogo. En este aspecto fuimos muy escrupulosos a la hora de formular enunciados cortos y claros, con el consiguiente trabajo de reflexión que ello conllevó por nuestra parte.

ii. Implementación del programa AMC para la creación de las pruebas. El programa AMC, disponible en Linux y en Apple, permite crear cuestionarios individuales de forma aleatoria. Se programaron los guiones necesarios para que la elaboración de las pruebas durante el curso estuviera automatizada. Además, se incluyeron los listados de alumnos junto con sus correos electrónicos para automatizar el envío de las pruebas anotadas con las correcciones a los estudiantes.

iii. Selección de los grupos experimentales y los grupos de control. Se seleccionaron los grupos experimentales y los de control en función de la pericia de los docentes en el uso de AMC, bajo la premisa de poder comparar el desempeño de los estudiantes bajo las distintas modalidades de evaluación continua.

iv. Implementación del sistema de pruebas individuales en los grupos experimentales. En los grupos experimentales, el sistema se explicó a los estudiantes el primer día de

clase. Se realizó una prueba piloto en la segunda semana con el objetivo de que los estudiantes se familiarizasen con la dinámica de la actividad.
Una vez que se comprobó el buen funcionamiento del sistema funcionaba, se implementó en los citados grupos. Desde el punto de vista de la ejecución de las pruebas, cada semana se eligieron bloques de preguntas relacionados con los contenidos ya vistos en clase. Con esos bloques se construyeron exámenes individuales en formato *pdf*. En el Anexo (II) se adjuntan 10 pruebas del grupo de Economía-A correspondientes al día 21 de mayo de 2020, para que pueda observarse la individualidad de cada una de ellas.
El Catálogo fue actualizándose de forma progresiva en el Campus Virtual, de acuerdo con los temas que se iban impartiendo en la asignatura. Los alumnos tuvieron el Catálogo disponible desde la primera prueba. En el Anexo (III) se muestra la ubicación de dicho Catálogo en el Campus Virtual del grupo Economía-A.

Las pruebas se realizaron de forma presencial en el aula una vez por semana (hasta el 14 de marzo de 2020). El papel de los profesores en esta fase consistió en escanear las soluciones e introducirlas en AMC para su corrección y posterior envío a los estudiantes.

Hubo algunos problemas técnicos cuando la docencia pasó a ser online a la hora de continuar con el sistema. El principal consistió en hacer llegar a cada estudiante un examen individual por medio del correo electrónico. Para superarlo se utilizó un complemento de las hojas de cálculo de GDrive que permite crear un sistema para enviar a cada alumno un correo individualizado en el que se adjunte una única prueba.
Se acordó el día y la hora en el que cada semana, los estudiantes iban a recibir su prueba. También se estableció la hora límite para devolver el cuestionario resuelto al profesor vía correo electrónico. Poner en marcha estas modificaciones implicó que durante dos semanas no se realizaron pruebas de evaluación continua. Sin embargo, una vez establecida la nueva dinámica, el sistema funcionó razonablemente bien hasta el último día del periodo lectivo. A pesar de las circunstancias, como ya se ha comentado anteriormente se realizaron 12 pruebas individuales en cada uno de los grupos experimentales.

v. <u>Diseño de los cuestionarios y difusión de los mismos</u>. A lo largo del curso, se diseñaron los cuestionarios para distribuir entre los estudiantes y los docentes. En ambos casos, la recogida de datos fue anónima.
Dadas las circunstancias vividas, y aunque no formaba parte de los objetos de estudio planteados inicialmente en el proyecto, se decidió incluir un bloque de preguntas sobre docencia online. Obviamente, hubo otro bloque de preguntas sobre evaluación continua. Por último, se añadieron algunas preguntas de control para evaluar la racionalidad de los encuestados. En el Anexo (IV) se adjuntan dichos cuestionarios.

En el cuestionario dirigido a los alumnos, las preguntas sobre docencia online se refirieron al grado de compromiso de los alumnos con la asistencia a las clases, y al grado de satisfacción con el esfuerzo realizado por los profesores para adaptar la docencia a la modalidad no presencial. Las preguntas sobre la evaluación continua se centraron en la percepción de los alumnos sobre las pruebas individuales como instrumento para adquirir conocimientos en Econometría. Además, añadimos una pregunta cuantitativa sobre el número de pruebas que los alumnos consideraban adecuado para el aprendizaje de la asignatura.

En el cuestionario dirigido a los docentes, obtuvimos información sobre la carga de trabajo que ha supuesto la adaptación a la modalidad no presencial así como sobre los recursos pedagógicos que se han empleado para continuar con la enseñanza. También se preguntó sobre la percepción, por parte de los profesores, del compromiso de los alumnos con la asignatura. En las cuestiones relativas a la evaluación continua se distinguió entre el número de pruebas planificadas y las realizadas, pensando en una posible variación derivada de la situación provocada por la Emergencia Sanitaria.
Adicionalmente, se obtuvo información sobre otras actividades de evaluación continua realizadas. En el caso de los docentes de los grupos experimentales, sobre su percepción en cuanto al aprendizaje de los alumnos en relación a otros cursos donde no se había utilizado el sistema propuesto en el proyecto. La última pregunta para esos docentes pretendió averiguar si el sistema de pruebas semanales había posibilitado la realización de otro tipo de actividades de evaluación continua.

La difusión de los cuestionarios se realizó por medio de la plataforma Moodle. En el Anexo (V) se muestra una captura de pantalla de la ubicación del cuestionario en el Campus Virtual del grupo Economía-A.

vi. Recogida de información y análisis de datos. Se recopiló la información de las encuestas y de las calificaciones de los estudiantes en los grupos experimentales a lo largo del curso. Se diseñó el tipo de análisis a realizar y se extrajeron conclusiones sobre los resultados obtenidos. Los datos están disponibles bajo petición. Las principales conclusiones se detallan en el Anexo (VI) de esta memoria.

vii. Evaluación del proyecto por parte del equipo de investigación y futuras líneas de trabajo. El equipo investigador quiere poner de manifiesto su compromiso con el trabajo realizado y con el que se va a desarrollar en el futuro.

Entre las acciones que ya se han planificado destacan: extender el banco de preguntas por medio de la colaboración de otros profesores de Econometría del departamento; exportar el sistema a otras asignatura de corte cuantitativo el curso que viene; utilizar Moodle como plataforma para implementar el sistema dado el conocimiento de dicha plataforma por parte de los docentes de las asignaturas de corte cuantitativo; aleatorizar el número de exámenes en los grupos experimentales con el objetivo de formar un panel de datos a medio plazo que nos permita obtener información sobre el efecto del profesor y sobre el efecto de la frecuencia de las pruebas; recopilar información sobre la red de nuestros estudiantes y contrastar su importancia en el desempeño de los alumnos.

Las acciones están en línea con el trabajo que se realiza actualmente en la literatura sobre innovación educativa. En el Anexo (VI) se muestran algunas de las referencias que el equipo investigador ha tenido en cuenta para formular las citadas líneas.

ANEXO (I): Catálogo de preguntas.

Contenido

Catálogo de Preguntas (Banco de preguntas).

Prueba intermedia Econometría (ADE) 14/05/2020

● *Duración : 15 minutos.* ● *Prohibido el uso de material adicional (salvo calculadoras de mano).* ● *Las preguntas tienen una sola opción correcta. 2 puntos si solo marca la correcta. -1 puntos si marca alguna opción incorrecta.* ● ***CUMPLIMENTE*** *sus datos personales y* ***TRASLADE*** *sus respuestas al formuario al final de este documento.*

|**P-1** [`Intro-NaturalezaDatos-1`]⟩ La econometría nace de la naturaleza de los datos económicos

- ■ que no son experimentales.
- B que son fruto de la observación en un laboratorio.
- C que son experimentales.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Los datos económicos son no experimentales (se utilizan observaciones muestrales) y por tanto el investigador no puede controlar ni los valores observados ni sus posibles causas.

|**P-2** [`Intro-NaturalezaDatos-2`]⟩ La econometría nace de la naturaleza de los datos económicos

- ■ que son observaciones muestrales.
- B que son observaciones poblacionales.
- C que son experimentales.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-3** [`Intro-NaturalezaDatos-3`]⟩ La econometría nace de la naturaleza de los datos económicos

- A que no son observaciones muestrales.
- B que son fruto de la observación en un laboratorio.
- C que son fruto de experimentos controlados.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-4** [`Intro-NaturalezaDatos-4`]⟩ La econometría nace de la naturaleza de los datos económicos

- A que no son observaciones muestrales.
- B que son observaciones poblacionales.
- C que son experimentales.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-5** [`Intro-TipoDatos-1`]⟩ Los datos de sección cruzada

- ■ son datos de individuos en un momento de tiempo determinado.
- B son datos de individuos en periodos distintos de tiempo.
- C son datos en los que se observan individuos a lo largo de diferentes periodos de tiempo.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: En los datos de sección cruzada tenemos una muestra de individuos en un momento de tiempo determinado. Se obtienen por medio de técnicas de muestreo aleatorio (o al menos se supone que ha sido así). El orden en el que aparecen los individuos dentro de la muestra no es importante a la hora de trabajar con los datos.

|**P-6** [`Intro-TipoDatos-2`]⟩ Los datos de sección cruzada

- [A] son datos en los que se observa una variable a lo largo del tiempo.
- [B] son datos de individuos en periodos distintos de tiempo.
- [C] son datos en los que se observan individuos a lo largo de diferentes periodos de tiempo.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-7** [`Intro-TipoDatos-3`]⟩ Los datos de sección cruzada

- ■ son datos muestrales sobre individuos en los que el orden no importa.
- [B] son datos de individuos en los que el orden importa.
- [C] son datos en los que se observan individuos a lo largo de diferentes periodos de tiempo.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-8** [`Intro-TipoDatos-4`]⟩ Los datos de sección cruzada

- [A] son datos muestrales sobre individuos en los que el orden importa.
- [B] son datos de individuos en los que el orden importa.
- [C] son datos en los que se observan individuos a lo largo de diferentes periodos de tiempo.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-9** [`Intro-TipoDatos-5`]⟩ Los datos de series temporales

- ■ son datos de una o varias variables a lo largo del tiempo.
- [B] son datos de individuos en un momento de tiempo determinado.
- [C] son datos en los que se observan individuos a lo largo de diferentes periodos de tiempo.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: En los datos de series temporales se observan una o varias variables a lo largo del tiempo. En estos datos, el orden de las observaciones es importante porque cabe esperar que no sean temporalmente independientes (pueden existir tendencias o estacionalidad).

|**P-10** [`Intro-TipoDatos-5`]⟩ Los datos de series temporales

- [A] son una muestra de individuos a lo largo del tiempo.
- [B] son datos de individuos en un momento de tiempo determinado.
- [C] son datos en los que se observan individuos a lo largo de diferentes periodos de tiempo.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-11** [`Intro-TipoDatos-6`]⟩ Los datos de series temporales

- ■ son datos de una o varias variables ordenados cronológicamente.
- [B] son datos de una o varias variables en los que el orden no importa.
- [C] son una muestra de individuos ordenados cronológicamente.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-12** `[Intro-TipoDatos-7]`⟩ Los datos fusionados de sección cruzada

■ son combinaciones de datos de sección cruzada de distintos periodos.

B son datos de individuos en un periodo determinado de tiempo.

C son datos en los que se observa a los mismos individuos a lo largo de diferentes periodos de tiempo.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Los datos fusionados de sección cruzada son el resultado de combinar datos de individuos en periodos distintos. Son útiles para analizar los efectos de distintas políticas y permiten estimar cómo cambian las relaciones entre variables a lo largo del tiempo.

|**P-13** `[Intro-TipoDatos-8]`⟩ Los datos fusionados de sección cruzada

A son combinaciones de datos de series temporales de distintos periodos.

B son datos de individuos en un periodo determinado de tiempo.

C son datos en los que se observa a los mismos individuos a lo largo de diferentes periodos de tiempo.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-14** `[Intro-TipoDatos-9]`⟩ Los datos de panel

■ son datos en los que se observa a los mismos individuos a lo largo de diferentes periodos.

B son datos de individuos en un periodo determinado de tiempo.

C son datos en los que se observa la evolución de varias variables a lo largo de distintos periodos de tiempo.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Los datos de panel son datos en los que se observa a los mismos individuos a lo largo de diferentes periodos. Estos datos permiten inferir causalidad y estudiar la importancia de los retardos.

|**P-15** `[Intro-TipoDatos-10]`⟩ Los datos de panel

■ permiten inferir causalidad al tener en cuenta a los mismos individuos a lo largo del tiempo.

B son datos que en los que el orden no importa y se analizan de forma similar a los de sección cruzada.

C son datos en los que se observa la evolución de una variable a lo largo del tiempo.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-16** `[Intro-Utilidad-1]`⟩ Un modelo econométrico sirve para

■ realizar análisis estructural que consiste en medir relaciones entre variables económicas.

B realizar análisis estructural que consiste en utilizar el modelo estimado para preveer el futuro de la variable económica de interés.

C realizar análisis estructural que consiste en simular la evolución futura de la variable económica de interés bajo distintos escenarios.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Los modelos econométricos sirven para realizar análisis estructural (medir relaciones entre variables económicas), predecir (utilizar el modelo estimado para predecir el valor futuro de una variable económica de interés) y evaluar políticas económicas (utilizar el modelo para simular la evolución futura de la variable o variables de interés bajo distintos supuestos de evolución de otras variables).

|**P-17** `[Intro-Utilidad-2]`⟩ Un modelo econométrico sirve para

A realizar predicción que consiste en medir relaciones entre variables económicas.

■ realizar predicción que consiste en utilizar el modelo estimado para preveer el futuro de la variable económica de interés.

C realizar predicción que consiste en simular la evolución futura de la variable económica de interés bajo distintos escenarios.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-18** `[Intro-Utilidad-3]`⟩ Un modelo econométrico sirve para

A realizar evaluación de políticas económicas que consiste en medir relaciones entre variables económicas.

B realizar evaluación de políticas económicas que consiste en utilizar el modelo estimado para preveer el futuro de la variable económica de interés.

■ realizar evaluación de políticas económicas que consiste en simular la evolución futura de la variable económica de interés bajo distintos escenarios.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-19** `[Intro-Utilidad-4]`⟩ Un modelo econométrico sirve para

A realizar predicciones económicas que consiste en medir relaciones entre variables económicas.

B realizar evaluación de políticas económicas que consiste en utilizar el modelo estimado para preveer el futuro de la variable económica de interés.

C realizar análisis estructural que consiste en simular la evolución futura de la variable económica de interés bajo distintos escenarios.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-20** `[Descriptivo-Tipos-1]`⟩ Las variables cualitativas

■ son categorías o atributos.

B se expresan numéricamente.

C pueden ser discretas o continuas.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Las variables cualitativas son categorías o atributos que no aparecer de forma natural como números (aunque las transformamos en números para poder trabajar con ellas). Las categorías están definidads de forma natural. Por ejemplo, la variable sexo tiene dos categorías, hombre y mujer.

|**P-21** `[Descriptivo-Tipos-2]`⟩ Las variables cualitativas

A se pueden representar por un gráfico de frecuencias cuyas barras no están apiladas. El orden en el que aparecen las categorías está preestablecido.

B pueden describirse a través de la media.

C se pueden representar por un gráfico de frecuencias cuyas barras están apiladas.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Las frecuencias de las categorías de las variables cualitativas se pueden representar a través del gráfico de frecuencias de barras no apiladas. El orden de las categorías es arbitario. El único estadístico que tiene sentido calcular para este tipo de variables es la moda.

|**P-22** `[Descriptivo-Tipos-3]`⟩ Las variables cuantitativas

A son categorías o atributos.

■ se expresan numéricamente.

C no aparecen expresadas de forma natural como números.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Las variables cuantitativas se expresan númericamente. Podemos distinguir entre cuantitativas discretas que son el resultado de contar (por ejemplo, el número de habitaciones que hay en una vivienda) o de medir (por ejemplo, el producto interior bruto de un país).

|**P-23** `[Descriptivo-Tipos-4]`⟩ Las variables cuantitativas

A se pueden representar por medio de un gráfico de frecuencias cuyas barras no están apiladas. El orden en el que aparecen las categorías es arbitrario.

B se pueden representar por medio de un gráfico de frecuencias cuyas barras están apiladas. El orden en el que aparecen las categorías es arbitario.

■ se pueden representar por medio de un gráfico de frecuencias cuyas barras están apiladas. El orden en el que aparecen las categorías está preestablecido.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: La representación de las frecuencias de las variables cuantitativas por medio del gráfico de frecuencias da lugar a un gráfico de barras no apiladas (en el caso de las discretas) o a un gráfico de barras apiladas (en el caso de las continuas). En ambos casos, el orden de las categorías, definidas como intervalos de valores no solapados, está preestablecido. Los valores que forman parte de los intervalos son arbitrarios.

|**P-24** [`Descriptivo-1var-1`]⟩ El histograma,

- ■ es un gráfico de barras donde se representan las frecuencias de las distintas categorias de las variables. Dichas categorias pueden ser naturales o establecidas de forma arbitaria.
- B es un gráfico de barras donde aparecen representados el primer y tercer cuartil de la distribución de la variable.
- C es un gráfico donde se representa la evolución de la variable a lo largo del tiempo.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: El histograma es un gráfico de barras (no apiladas en el caso de variables cualitativas y cuantitativas discretas, y apiladas en el caso de variables cuantitativas continuas) que muestra información sobre la frecuencia de datos en cada una de las categorías (definidas de forma natural en el caso de las variables cualitativas y de forma arbitraria en intervalos no solapados en el caso de las variables cuantitativas) de la variable que se representa. Se puede observar tanto la simetría como el apuntamiento de la distribución. También se puede ver si existen datos extremos.

|**P-25** [`Descriptivo-1var-2`]⟩ El gráfico de cajas

- ■ es una representación de la variable que muestra si existen datos extremos, si la distribución de la variable es simétrica o no y cómo es la dispersión de la variable.
- B es una representación de las frecuencias de los datos en las distintas categorías de la variable.
- C es un gráfico donde se puede observar la simetría y el apuntamiento de la distribución de la variable.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: El gráfico de cajas es una representación de la variable que muestra si existen datos extremos, si la distribución de la variable es simétrica o no y cómo es la dispersión de la variable. Se construye por medio del primer y tercer cuartil, y de la mediana.

|**P-26** [`Descriptivo-1var-3`]⟩ El gráfico de series temporales

- ■ es una representación de la evolución de la variable a lo largo del tiempo.
- B es una representación de las frecuencias de los datos en las distintas categorías de la variable.
- C es un gráfico donde se puede observar la simetría y el apuntamiento de la distribución de la variable.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: El gráfico de series temporales de una variable muestra la evolución de la misma a lo largo del tiempo. Permite observar si existe una tendencia sostenida a lo largo del tiempo o si en la variable se producen comportamientos estacionales.

|**P-27** [`Descriptivo-1var-4`]⟩ De las medidas de posición estudiadas,

- ■ las robustas a los datos atípicos son los cuartiles y la mediana.
- B las robustas a la agregación de clases son la media y la moda (o modas).
- C la única válida para los datos cualitativos es la media.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Las medidas de posición central que hemos estudiado son la moda (es la única que tiene sentido para las variables cualitativas, es sensible a la agregación de categorías o clases y pueden existir múltiples modas), la media (sensible a los datos atípicos), los cuartiles y la mediana (en ambos casos son robustos a los datos atípicos).

|**P-28** [`Descriptivo-1var-5`]⟩ De las medidas de posición estudiadas,

■ la sensible a los datos atípicos es la media.

B la robusta a la agregación de clases es la moda (o modas).

C la única válida para los datos cualitativos es la media.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-29** [`Descriptivo-1var-6`]⟩ De las medidas de dispersión estudiadas,

■ el coeficiente de variación es el único robusto a los cambios de unidades.

B el rango es robusto a los datos atípicos.

C el rango intercuartílico permite tener en cuenta los datos extremos.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: En este curso hemos estudiado la varianza (sensible a datos atípicos y a cambios de unidad que aparece medida en unidades al cuadrado), la desviación típica (sensible a datos atípicos y a cambios de unidad que aparece medida en las mismas unidades que los datos), el coeficiente de variación definido como la desviación típica dividida entre el valor absoluto de la media (insensible a cambios de unidad y que permite comparar distribuciones), el rango (muy sensible a los datos atípicos) y el rango intercuartílico (que es más robusto que el rango a los datos atípicos).

|**P-30** [`Descriptivo-1var-7`]⟩ A la hora de comparar variables en términos de su dispersión

■ el coeficiente de variación es el más adecuado.

B la desviación típica es la más adecuada.

C el rango y el rango intercuartílico son los más adecuados.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-31** [`Descriptivo-1var-8`]⟩ El coeficiente de asimetría de una variable

■ se calcula como el momento de orden tres respecto a la media dividido entre la desviación típica de la variable elevado al cubo.

B se calcula como el momento de orden cuatro respecto a la media dividido entre la desviación típica de la variable elevado a la cuarta.

C compara la simetría de la distribución empírica con la simetría de una distribución no normal.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: El coeficiente de asimetría de la variable x se define como:

$$g_3 = \frac{m_3}{S_x^3} \text{ con } m_3 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^3}{n}$$

Cuando toma el valor 0, la distribución de la variable es simétrica, mientras que es asimétrica negativa o por la izquierda para valores negativos y asimétrica positiva o por la derecha para valores positivos.

|**P-32** [`Descriptivo-1var-9`]⟩ El coeficiente de curtosis de una variable

- [A] se calcula como el momento de orden tres respecto a la media dividido entre la desviación típica de la variable elevado al cubo.
- ■ se calcula como el momento de orden cuatro respecto a la media dividido entre la desviación típica de la variable elevado a la cuarta.
- [C] compara el apuntamiento de la distribución empírica con el de una distribución normal.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: El coeficiente de curtosis de la variable x se define como:

$$g_4 = \frac{m_4}{S_x^4} \text{ con } m_4 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^4}{n}$$

Cuando toma el valor 3, la distribución de la variable es mesocúrtica, mientras que es platicúrtica para valores menores que 3 y leptocúrtica para valores mayores que 3. Podemos definir el exceso de curtorsis (con respecto a la distribución normal) como $g_4 - 3$; en este caso, cuando el exceso de curtoris toma el valor 0, la distribución de la variable x es tan apuntada como la normal (mesocúrtica), cuando toma valores negativos es más achatada que la normal (platicúrtica), mientras que cuando toma valores positivos es más apuntada que la normal (leptocúrtica).

|**P-33** [`Descriptivo-1var-10`]⟩ Los coeficientes de asimetría y de curtosis

- ■ muestran cómo es la forma gráfica de la distribución de una variable.
- [B] se calculan para conocer la dispersión de una variable.
- [C] están relacionados de manera que si el valor de uno es positivo, el del otro también lo es.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta las explicaciones anteriores.

|**P-34** [`Descriptivo-2var-1`]⟩ La nube de puntos

- ■ es un gráfico que permite intuir si existe algún tipo de relación entre dos variables.
- [B] es un gráfico que permite intuir si existe algún tipo de relación lineal entre dos variables.
- [C] es un gráfico que permite intuir si existe algún tipo de relación no lineal entre dos variables.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: La nube de puntos representa en un eje cartesiano pares de valores correspondientes a dos variables para cada individuo de la muestra. Permite observar si existe relación entre las dos variables o no, sin restringirse a las relaciones lineales (pueden intuirse otros tipos de relaciones).

|**P-35** [`Descriptivo-2var-2`]⟩ La covarianza $\mathrm{Cov}(x, y)$

■ es igual a $r_{xy}S_xS_y$.

[B] es igual a $r_{xy}S_x^2$.

[C] es un valor en el intervalo $[-1, 1]$ y por tanto mide la fortaleza de la relación lineal entre dos variables y el signo de la relación.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Definimos la covarianza entre dos variables, x e y, como

$$\mathrm{Cov}(x, y) = S_{xy} = r_{xy}S_xS_y$$

Mide la asociación lineal entre dos variables y puede tomar valores en el intervalo $(-\infty, \infty)$. El signo de la covarianza nos indica si la relación entre las variables es directa (positiva) o inversa (negativa). En cambio, el coeficiente de correlación lineal entre dos variables, x e y, se define como

$$r_{xy} = \frac{S_{xy}}{S_xS_y}$$

Al igual que la covarianza, mide la asociación lineal entre dos variables, pero toma valores en el intervalo $[-1, 1]$. Su signo es el mismo que el de la covarianza. Es un coeficiente que no depende de las unidades de medida.

|**P-36** [`Descriptivo-2var-3`]⟩ La covarianza $\mathrm{Cov}(x, y)$

[A] es igual a $\frac{r_{xy}}{S_xS_y}$.

[B] es igual a $r_{xy}S_x^2$.

[C] es un valor en el intervalo $(-\infty, \infty)$ y mide la fortaleza de la relación no lineal entre dos variables y el signo de la relación.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-37** [`Descriptivo-2var-4`]⟩ La covarianza $\mathrm{Cov}(x, y)$

[A] es igual a $\frac{r_{xy}}{S_xS_y}$.

[B] es igual a $r_{xy}S_x^2$.

[C] es un valor en el intervalo $[-1, 1]$ y mide la fortaleza de la relación lineal entre dos variables y el signo de la relación.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-38** [`Descriptivo-2var-5`]⟩ El coeficiente de correlación r_{xy}

■ es igual a $\frac{\mathrm{Cov}(x,y)}{S_xS_y}$.

[B] es igual a $\frac{\mathrm{Cov}(x,y)}{S_x}$.

[C] es un valor en el intervalo $[-1, 1]$ y por tanto mide la fortaleza de la relación no lineal entre dos variables y el signo de la relación.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-39** `[Descriptivo-2var-6]`⟩ El coeficiente de correlación r_{xy}

- A es igual a $\text{Cov}(x, y)S_x S_y$.
- B es igual a $\text{Cov}(x, y)S_x^2$.
- ■ es un valor en el intervalo $[-1, 1]$ y mide la fortaleza de la relación lineal entre dos variables y el signo de la relación.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-40** `[Descriptivo-2var-7]`⟩ El coeficiente de correlación r_{xy}

- A es igual a $\text{Cov}(x, y)S_x S_y$.
- B es igual a $\text{Cov}(x, y)S_x^2$.
- C es un valor en el intervalo $(-\infty, \infty)$ y mide la fortaleza de la relación lineal entre dos variables y el signo de la relación.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-41** `[Descriptivo-2var-8]`⟩ El coeficiente de correlación r_{xy}

- A es igual a $\text{Cov}(x, y)S_x S_y$.
- B es igual a $\text{Cov}(x, y)S_x^2$.
- C es un valor en el intervalo $[-1, 1]$ y mide la fortaleza de la relación no lineal entre dos variables y el signo de la relación.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-42** `[Descriptivo-2var-9]`⟩ Si coeficiente de correlación r_{xy}

- A tiene un valor elevado, existe causalidad entre las variables.
- ■ tiene un valor bajo, no se puede descartar que exista relación lineal entre las variables para algún intervalo de su rango de variación.
- C tiene un valor mayor que 1 en valor absoluto, la relación entre las variables no es lineal.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: El coeficiente de correlación r_{xy} puede tomar valor entre $[-1, 1]$. Si el valor es elevado, existe mucha relación lineal entre las variables pero no se evalua la causalidad de la relación; es decir, no se puede establecer qué variable actua como causa y qué variable actua como efecto. Si el valor es próximo a uno, se puede descartar que exista relación lineal entre las variables para todo su rango de variación; es decir, no se puede descartar que exista otro tipo de relación entre las variables o que la relación sea lineal para un determinado rango de variación de la variable.

|**P-43** `[Descriptivo-2var-10]`⟩ Si coeficiente de correlación r_{xy}

- A tiene un valor elevado, existe causalidad entre las variables.
- B tiene un valor bajo, no existe relación lineal entre las variables para cualquier intervalo de su rango de variación.
- C tiene un valor mayor que 1 en valor absoluto, la relación entre las variables no es lineal.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-44** `[Descriptivo-2var-11]`⟩ Si coeficiente de correlación r_{xy}

■ tiene un valor elevado, no puede concluirse que exista causalidad entre las variables.

[B] tiene un valor bajo, no existe relación lineal entre las variables para todo su rango de variación.

[C] tiene un valor mayor que 1 en valor absoluto, la relación entre las variables no es lineal.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-45** `[Ecuaciones Normales - Rango de la matrix de regresores - 1]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, donde $\underset{[N\times k]}{\mathbf{X}}$, la condición $rango(\mathbf{X}) = k < N$ implica que:

■ Los regresores son linealmente indep.

[B] $\boldsymbol{y}$ es comb. lineal de los regresores.

[C] Las N filas de $\mathbf{X}$ son linealmente indep.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Si $rango(\mathbf{X}) = k$ quiere decir que entre las columnas de $\mathbf{X}$ hay k columnas linealmente independientes. Como la matriz solo tiene k columnas, todos los regresores son son linealmente independientes.
La variable $\boldsymbol{y}$ sería una combinación lineal de las k columnsa de $\mathbf{X}$ si no estuviera presente el término de error $\widehat{\boldsymbol{e}}$ (...pero está presente).
Puesto que hay más filas que el rango de la matriz, $(N > k)$ las filas son linealmente dependientes.

|**P-46** `[Ecuaciones Normales - Rango de la matrix de regresores - 2]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, donde $\underset{[N\times k]}{\mathbf{X}}$, la condición $rango(\mathbf{X}) = k < N$ implica que:

■ Las ecuaciones normales tienen una *única* solución.

[B] Algún regresor es combinación lineal del resto

[C] Las N filas de $\mathbf{X}$ son linealmente indep.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Si $\mathbf{X}$ es una matriz de rango completo por columnas, entonces la matriz cuadrada $\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}$ necesariamente es de rango completo. Es decir, si $\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\boldsymbol{v} = \mathbf{0}$, entonces $\boldsymbol{v} = \mathbf{0}$. Veamos la demostración:

$\mathbf{X}$ es de rango completo por columnas, si y solo si $\mathbf{X}\boldsymbol{v} = \mathbf{0} \Leftrightarrow \boldsymbol{v} = \mathbf{0}$. Por otra parte, si $\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\boldsymbol{v} = \mathbf{0}$, entonces $\boldsymbol{v}^\intercal\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\boldsymbol{v} = \boldsymbol{v}^\intercal\mathbf{0} = 0$; pero como $\boldsymbol{v}^\intercal\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\boldsymbol{v} = (\mathbf{X}\boldsymbol{v})^\intercal\mathbf{X}\boldsymbol{v} = 0$, *cero* es la norma al cuadrado del vector $\mathbf{X}\boldsymbol{v}$, así que necesariamente $\mathbf{X}\boldsymbol{v} = \mathbf{0}$ lo que implica que $\boldsymbol{v} = \mathbf{0}$ (por ser $\mathbf{X}$ de rango completo por columnas).
Como la matriz de coeficientes $\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}$ es de rango completo, el sistema $\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} = \mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{y}$ es compatible <u>determinado</u>.

|**P-47** `[Ecuaciones Normales - Rango de la matrix de regresores - 3]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y}=\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}+\widehat{\boldsymbol{e}}$, donde $\underset{[N\times k]}{\mathbf{X}}$, la condición $rango(\mathbf{X})=k<N$ implica que:

- A Es sistema de ecuaciones normales es compatible (tiene solución).
- B Algún regresor es combinación lineal del resto de regresores
- ■ Las k columnas de $\mathbf{X}$ son linealmente independientes.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
El sistema $\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}=\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{y}$ es siempre compatible (independientemente del rango de $\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}$, que es igual al rango de $\mathbf{X}$). Veámoslo. Por una parte, añadir columnas a una matriz no puede disminur su rango, por tanto el rango de la matriz ampliada $\left[\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\,\middle|\,\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{y}\right]$ será mayor o igual al rango de $\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}$; es decir $rango\left(\left[\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\,\middle|\,\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{y}\right]\right)\geq rango\,(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})=r$. Por otra parte $\left[\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\,\middle|\,\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{y}\right]=\mathbf{X}^\intercal\left[\mathbf{X}\,\middle|\,\boldsymbol{y}\right]$, que es el producto de la matriz $\mathbf{X}^\intercal$ por la matriz ampliada $\left[\mathbf{X}\,\middle|\,\boldsymbol{y}\right]$; y por tanto, $rango\left(\left[\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\,\middle|\,\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{y}\right]\right)=rango\left(\mathbf{X}^\intercal\left[\mathbf{X}\,\middle|\,\boldsymbol{y}\right]\right)\leq rango(\mathbf{X}^\intercal)=r$; pues en un producto de matrices $rango(\mathbf{AB})\leq rango(\mathbf{A})$
Comopor una parte $rango\left(\left[\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\,\middle|\,\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{y}\right]\right)\leq r$ y por otra $rango\left(\left[\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\,\middle|\,\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{y}\right]\right)\geq r$, en el sistema de ecuaciones normales, el rango de la matriz ampliada es igual al rango de la matriz de coeficientes, por lo que es sistema siempre es compatible (si $r<k$ tendrá infinitas soluciones, y si $r=k$ tendrá solución única).

|**P-48** `[Ecuaciones Normales - Rango de la matrix de regresores - 4]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y}=\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}+\widehat{\boldsymbol{e}}$, donde $\underset{[N\times k]}{\mathbf{X}}$, la condición $rango(\mathbf{X})=k<N$ implica que:

- A Es sistema de ecuaciones normales es compatible (tiene solución).
- B Algún regresor es combinación lineal del resto de regresores
- C Las N filas de $\mathbf{X}$ son linealmente independientes.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-49** `[Ecuaciones Normales - Rango de la matrix de regresores - 5]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y}=\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}+\widehat{\boldsymbol{e}}$, donde $\underset{[N\times k]}{\mathbf{X}}$, la condición $rango(\mathbf{X})=k<N$ implica que:

- ■ Es sistema de ecuaciones normales tiene una *única* solución.
- B Algún regresor es combinación lineal del resto de regresores
- C El vector $\boldsymbol{y}$ es una combinación lineal de las k columnas de $\mathbf{X}$.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-50** `[Ecuaciones Normales - Rango completo por columnas - 1]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y}=\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}+\widehat{\boldsymbol{e}}$, donde $\underset{[N\times k]}{\mathbf{X}}$, la condición $rango(\mathbf{X})=k<N$ implica que:

- ■ Ningún regresor es combinación lineal de los demás.
- B Las k columnas de $\mathbf{X}$ son linealmente dependientes.
- C La correlación entre regresores es 1 en valor absoluto.
- D *Todas las implicaciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
La correlación entre dos regresores es 1 en valor absoluto, si y solo si uno es múltiplo del otro (que es una forma de dependencia lineal entre ellos).
Pero no es necesario que unos regresores sean múltiplos de otros para que el rango de $\mathbf{X}$ sea menor que su número de columnas. Por ejemplo, si los dos primeros regresores son independientes, pero el tercero es igual a la suma de los dos primeros, la matriz $\mathbf{X}$ no será de rango completo por columnas, aunque tampoco la correlación entre dichos regresores será 1 en valor absoluto.

|**P-51** `[Ecuaciones Normales - Rango completo por columnas - 2]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, donde $\underset{[N\times k]}{\mathbf{X}}$, la condición *rango*$(\mathbf{X}) = k < N$ implica que:

- [A] Las N filas de $\mathbf{X}$ son linealmente independientes.
- ■ Las k columnas de $\mathbf{X}$ son linealmente independientes.
- [C] La correlación entre regresores es 1 en valor absoluto.
- [D] *Todas las implicaciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-52** `[Ecuaciones Normales - Rango completo por columnas - 3]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, donde $\underset{[N\times k]}{\mathbf{X}}$, la condición *rango*$(\mathbf{X}) = k < N$ implica que:

- [A] Las N filas de $\mathbf{X}$ son linealmente independientes.
- [B] Las k columnas de $\mathbf{X}$ son linealmente dependientes.
- ■ La correlación entre regresores es menor que 1 en valor absoluto.
- [D] *Todas las implicaciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-53** `[Ecuaciones Normales - Rango completo por columnas - 4]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, donde $\underset{[N\times k]}{\mathbf{X}}$, la condición *rango*$(\mathbf{X}) = k < N$ implica que:

- [A] Las N filas de $\mathbf{X}$ son linealmente independientes.
- [B] Las k columnas de $\mathbf{X}$ son linealmente dependientes.
- [C] La correlación entre regresores es 1 en valor absoluto.
- ■ *Todas las implicaciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-54** `[Ajuste MCO del MLS - Pendiente - 1]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta_1}\cdot\mathbf{1} + \widehat{\beta_2}\cdot\boldsymbol{x} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el parámetro $\widehat{\beta_2}$ ajustado por MCO

- ■ Es directamente proporcional al coeficiente de correlación lineal simple entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$.
- [B] Es igual a la covarianza muestral entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$, dividida por la varianza muestral de $\boldsymbol{y}$.
- [C] Es igual a la varianza muestral de $\boldsymbol{x}$, dividida por la covarianza muestral entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: La pendiente estimada en el MLS es $\widehat{\beta_2} = \frac{s_{\boldsymbol{x}\boldsymbol{y}}}{s^2_{\boldsymbol{x}}}$. Multiplicando la pendiente estimada por la desviación típica de $\boldsymbol{y}$ y dividiendo por la desviación típica de $\boldsymbol{x}$ y reordenando los términos del denominador tenemos:

$$\widehat{\beta_2} = \frac{s_{\boldsymbol{x}\boldsymbol{y}}}{s^2_{\boldsymbol{x}}} \quad = \quad \frac{s_{\boldsymbol{x}\boldsymbol{y}}}{s_{\boldsymbol{x}}s_{\boldsymbol{x}}}\cdot\frac{s_{\boldsymbol{y}}}{s_{\boldsymbol{y}}} \quad = \quad \frac{s_{\boldsymbol{x}\boldsymbol{y}}}{s_{\boldsymbol{x}}s_{\boldsymbol{y}}}\cdot\frac{s_{\boldsymbol{y}}}{s_{\boldsymbol{x}}} \quad = \quad r_{\boldsymbol{x}\boldsymbol{y}}\cdot\frac{s_{\boldsymbol{y}}}{s_{\boldsymbol{x}}}.$$

La pendiente estimada en el Modelo Lineal Simple es el coeficiente de correlación entre el regresor $\boldsymbol{x}$ y el regresando, multiplicado por la desviación típica del regresando y dividido por la desviación típica de $\boldsymbol{x}$.

|**P-55** `[Ajuste MCO del MLS - Pendiente - 2]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta_1} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\beta_2} \cdot \boldsymbol{x} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el parámetro $\widehat{\beta_2}$ ajustado por MCO

- [A] Es proporcional al cuadrado del coeficiente de correlación lineal simple entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$.
- ■ Es igual a la covarianza muestral entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$, dividida por la varianza muestral de $\boldsymbol{x}$.
- [C] Es igual a la varianza muestral de $\boldsymbol{x}$, dividida por la covarianza muestral entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-56** `[Ajuste MCO del MLS - Pendiente - 3]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta_1} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\beta_2} \cdot \boldsymbol{x} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el parámetro $\widehat{\beta_2}$ ajustado por MCO

- [A] Es igual al coeficiente de correlación lineal simple entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ multiplicado por la varianza muestral de $\boldsymbol{x}$ y dividido por la varianza muestral de $\boldsymbol{y}$.
- [B] Es igual a la covarianza muestral entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$, dividida por la varianza muestral de $\boldsymbol{y}$.
- [C] Es igual al coeficiente de correlación lineal simple entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ multiplicado por la varianza muestral de $\boldsymbol{y}$ y dividido por la varianza muestral de $\boldsymbol{x}$.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: La pendiente estimada en el MLS es: $\widehat{\beta_2} = \frac{s_{\boldsymbol{xy}}}{s_{\boldsymbol{x}}^2} = r_{\boldsymbol{xy}} \cdot \frac{s_{\boldsymbol{y}}}{s_{\boldsymbol{x}}}$. Es decir, el coeficiente de correlación entre el regresor $\boldsymbol{x}$ y el regresando, multiplicado por la *desviación típica* del regresando y dividido por la *desviación típica* de $\boldsymbol{x}$. ¡No por las varianzas!

|**P-57** `[Ajuste MCO del MLS - Pendiente - 4]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta_1} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\beta_2} \cdot \boldsymbol{x} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el parámetro $\widehat{\beta_2}$ ajustado por MCO

- [A] Es proporcional al cuadrado del coeficiente de correlación lineal simple entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$.
- [B] Es igual a la covarianza muestral entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$, dividida por la varianza muestral de $\boldsymbol{y}$.
- [C] Es igual a la varianza muestral de $\boldsymbol{x}$, dividida por la covarianza muestral entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-58** `[Ajuste MCO del MLS - Pendiente - 5]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta_1} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\beta_2} \cdot \boldsymbol{x} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el parámetro $\widehat{\beta_2}$ ajustado por MCO

- [A] Es igual al coeficiente de correlación lineal simple entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ multiplicado por la varianza muestral de $\boldsymbol{x}$ y dividido por la varianza muestral de $\boldsymbol{y}$.
- [B] Es igual a la covarianza muestral entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$, dividida por la varianza muestral de $\boldsymbol{y}$.
- ■ Es igual al coeficiente de correlación lineal simple entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ multiplicado por la desviación típica de $\boldsymbol{y}$ y dividido por la desviación típica de $\boldsymbol{x}$.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-59** `[Ajuste MCO del MLS - Pendiente - 6]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta_1} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\beta_2} \cdot \boldsymbol{x} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el parámetro $\widehat{\beta_2}$ ajustado por MCO

- A Es igual al coeficiente de correlación lineal simple entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ multiplicado por la varianza muestral de $\boldsymbol{x}$ y dividido por la varianza muestral de $\boldsymbol{y}$.
- B Es igual a la covarianza muestral entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$, dividida por la desviación típica $\boldsymbol{y}$.
- ■ Es cero si la covarianza entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ es cero.
- D Es uno si la covarianza entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ es uno.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-60** `[Ajuste MCO del MLS - Pendiente - 7]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta_1} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\beta_2} \cdot \boldsymbol{x} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el parámetro $\widehat{\beta_2}$ ajustado por MCO

- A Es igual al coeficiente de correlación lineal simple entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ multiplicado por la varianza muestral de $\boldsymbol{x}$ y dividido por la desviación típica $\boldsymbol{y}$.
- B Es igual a la covarianza muestral entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$, dividida por la varianza muestral de $\boldsymbol{y}$.
- ■ Es igual a la covarianza entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ si la varianza de $\boldsymbol{x}$ es uno.
- D Es cero si la covarianza entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ es uno.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-61** `[Ajuste MCO del MLS - Pendiente - 8]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta_1} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\beta_2} \cdot \boldsymbol{x} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el parámetro $\widehat{\beta_2}$ ajustado por MCO

- A Es igual al coeficiente de correlación lineal simple entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$.
- B Es igual a la covarianza muestral entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$, dividida por la varianza muestral de $\boldsymbol{y}$.
- ■ Es la inversa de la varianza de $\boldsymbol{x}$ si la covarianza entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ si es uno.
- D Es igual a la media de $\boldsymbol{y}$ y si la media de $\boldsymbol{x}$ es uno.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-62** `[Ajuste MCO del MLS - Pendiente - 9]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta_1} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\beta_2} \cdot \boldsymbol{x} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el parámetro $\widehat{\beta_2}$ ajustado por MCO

- A Es igual al coeficiente de correlación lineal simple entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$.
- ■ Es igual a uno si la varianza de $\boldsymbol{x}$ es igual a la covarianza entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$.
- C Es la inversa de la varianza de $\boldsymbol{x}$ si la covarianza entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ es cero.
- D Es igual a la media de $\boldsymbol{y}$ y si la media de $\boldsymbol{x}$ es uno.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-63** `[Ajuste MCO del MLS - Pendiente - 10]`⟩ En el ajuste $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta_1} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\beta_2} \cdot \boldsymbol{x} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el parámetro $\widehat{\beta_2}$ del ajuste MCO

- A Es cero si la covarianza entre $\boldsymbol{y}$ y $\boldsymbol{x}$ es uno.
- ■ No está definido si la varianza de $\boldsymbol{x}$ es igual a cero.
- C Es igual a uno si la varianza de $\boldsymbol{x}$ es uno.
- D Es igual a la media de $\boldsymbol{y}$ y si la media de $\boldsymbol{x}$ es uno.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Si la varianza de $\boldsymbol{x}$ es igual a cero quiere decir que este regresor es también constante, y por tanto es múltiplo del regresor $\mathbf{1}$. En este caso el sistema de ecuaciones normales $(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{y}$ es indeterminado (tiene infinitas soluciones) por lo que no existe un único valor para $\widehat{\beta_2}$.

|**P-64** [`Ajuste MCO del MLS - Ajuste si X tiene media cero - 1`]⟩ En el ajuste MCO del modelo $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$, si la media de $\boldsymbol{x}$ es cero $(\overline{x} = 0)$, entonces:

■ $\widehat{\beta_2} = \frac{\sum x_n y_n}{\sum x_n^2} = \frac{\boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{y}}{\boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{x}}$.

[B] La recta de regresión pasa por $(0, 0)$.

[C] $\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}$.

[D] *Todas las anteriores son incorrectas.*

Explicación: Puesto que $s_{\boldsymbol{xy}} = \frac{1}{N} \sum (x_n - \overline{x})(y_n - \overline{y}) = \frac{1}{N} \sum (x_n - \overline{x})(y_n)$; si $\overline{x} = 0$, entonces $s_{\boldsymbol{xy}} = \sum (x_n y_n) = \boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{y}$ y $s_{\boldsymbol{x}}^2 = \sum x_n^2 = \boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{x}$. Así, para el Modelo Lineal Simple, la solución al sistema de ecuaciones normales es:

$$\boxed{\widehat{\beta_2} = \frac{s_{\boldsymbol{xy}}}{s_{\boldsymbol{x}}^2} = \frac{\sum x_n y_n}{\sum x_n^2} = \frac{\boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{y}}{\boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{x}}} \quad \text{y} \quad \boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\, \overline{x}}.$$

Para que la recta de regresión pase por el cero, $\widehat{\beta_1}$ debe ser cero, es decir, tiene que ocurrir que $\overline{y} = \widehat{\beta_2}\, \overline{x}$.

|**P-65** [`Ajuste MCO del MLS - Ajuste si X tiene media cero - 2`]⟩ En el ajuste MCO del modelo $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$, si la media de $\boldsymbol{x}$ es cero $(\overline{x} = 0)$, entonces:

[A] $\widehat{\beta_2} = \frac{\sum x_n^2}{\sum x_n y_n} = \frac{\boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{x}}{\boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{y}}$.

■ La recta de regresión pasa por $(0, 0)$ si $\overline{y} = 0$.

[C] $\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}$.

[D] *Todas las anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores
Para que la recta de regresión pase por el cero, $\widehat{\beta_1}$ debe ser cero; ¡y seguro que es cero si $\overline{x} = \overline{y} = 0$!

|**P-66** [`Ajuste MCO del MLS - Ajuste si X tiene media cero - 3`]⟩ En el ajuste MCO del modelo $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$, si la media de $\boldsymbol{x}$ es cero $(\overline{x} = 0)$, entonces:

[A] $\widehat{\beta_2} = \frac{\sum x_n^2}{\sum x_n y_n} = \frac{\boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{x}}{\boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{y}}$.

[B] La recta de regresión pasa por el $(0, 0)$.

■ $\widehat{\beta_1} = \overline{y}$.

[D] *Todas las anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-67** [`Ajuste MCO del MLS - Ajuste si X tiene media cero - 4`]⟩ En el ajuste MCO de modelo lineal simple $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$, si la media de $\boldsymbol{x}$ es cero $(\overline{x} = 0)$, entonces:

[A] $\widehat{\beta_2} = \frac{\sum x_n^2}{\sum x_n y_n} = \frac{\boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{x}}{\boldsymbol{x}^\intercal \boldsymbol{y}}$.

[B] La recta de regresión pasa por el $(0, 0)$.

[C] $\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}$.

■ *Todas las anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-68** [`Ajuste MCO del MLS - Ajuste si X tiene media cero - 5`]⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si la media muestral $\overline{x}$ es cero el ajuste MCO del término constante:

■ Es la media del regresando: $\overline{y}$.

[B] Es igual a cero si $\widehat{\beta_2}$ es distinta de uno.

[C] Puede ser positivo, negativo o cero con independencia de $\widehat{\beta_2}$.

[D] Es negativo si $\widehat{\beta_2}$ es negativa.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-69** `[Ajuste MCO del MLS - Ajuste si X tiene media cero - 6]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si la media muestral de las observaciones $\boldsymbol{x}$ es cero, la estimación MCO del término constante:

- [A] Es igual a 0.
- [B] Tiene signo opuesto a la pendiente si la media de $\boldsymbol{y}$ es positiva
- ■ Es la media de $\boldsymbol{y}$.
- [D] Es igual a 1.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$.
Si $\overline{x} = 0$, entonces $\widehat{\beta_1} = \overline{y}$.

|**P-70** `[Ajuste MCO del MLS - Ajuste de CTE si X e Y tienen misma media - 1]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si las medias muestrales $\overline{y}$ y $\overline{x}$ son positivas e iguales entre sí, el ajuste MCO del término constante:

- ■ Es positivo si $\widehat{\beta_2}$ es menor que uno.
- [B] Es igual a cero si $\widehat{\beta_2}$ es distinta de uno.
- [C] Puede ser positivo, negativo o cero con independencia de $\widehat{\beta_2}$.
- [D] Es negativo si $\widehat{\beta_2}$ es negativa.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$.
Si $\overline{x} = \overline{y} = a > 0$ entonces $\widehat{\beta_1} = a - a\widehat{\beta_2} = a(1 - \widehat{\beta_2})$.

|**P-71** `[Ajuste MCO del MLS - Ajuste de CTE si X e Y tienen misma media - 2]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si las medias muestrales $\overline{y}$ y $\overline{x}$ son positivas e iguales entre sí, el ajuste MCO del término constante:

- [A] Es la media del regresando: $\overline{y}$.
- ■ Es igual a cero si $\widehat{\beta_2}$ es igual a uno.
- [C] Puede ser positivo, negativo o cero con independencia de $\widehat{\beta_2}$.
- [D] Es negativo si $\widehat{\beta_2}$ es negativa.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$.
Si $\overline{x} = \overline{y} = a > 0$ entonces $\widehat{\beta_1} = a - a\widehat{\beta_2} = a(1 - \widehat{\beta_2}) = 0$ Si $(1 - \widehat{\beta_2}) = 0$.

|**P-72** `[Ajuste MCO del MLS - Ajuste de CTE si X e Y tienen misma media - 3]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si las medias muestrales $\overline{y}$ y $\overline{x}$ son positivas e iguales entre sí, el ajuste MCO del término constante:

- [A] Es la media del regresando: $\overline{y}$.
- [B] Es igual a cero si $\widehat{\beta_2}$ es igual a cero.
- [C] Puede ser positivo, negativo o cero con independencia de $\widehat{\beta_2}$.
- ■ Es positivo si $\widehat{\beta_2}$ es negativa.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$.
Si $\overline{x} = \overline{y} = a > 0$, entonces $\widehat{\beta_1} = a - a\widehat{\beta_2} = a(1 - \widehat{\beta_2}) > 0$ si $(1 - \widehat{\beta_2}) > 0$, y lo es cuando $\widehat{\beta_2}$ es negativo.

|**P-73** `[Ajuste MCO de MLS - Ajuste de CTE si X e Y con misma media postiva - 1]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si las medias muestrales de las observaciones disponibles $\boldsymbol{x}$ e $\boldsymbol{y}$ son ambas iguales y positivas, la estimación MCO del término constante en el modelo anterior:

- [A] Es igual a 0.
- [B] Es la media de $\boldsymbol{x}$ si $\widehat{\beta_2}$ es -1.
- ■ Es negativa si $\widehat{\beta_2}$ es mayor que uno.
- [D] Es positiva si $\widehat{\beta_2}$ es mayor que cero.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$.
Si $\overline{x} = \overline{y} = a > 0$, entonces $\widehat{\beta_1} = a - a\widehat{\beta_2} = a(1 - \widehat{\beta_2}) < 0$ si $(1 - \widehat{\beta_2}) < 0$, y lo es cuando $\widehat{\beta_2} > 1$.

|**P-74** `[Ajuste MCO de MLS - Ajuste de CTE si X e Y con misma media postiva - 2]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si las medias muestrales de las observaciones disponibles $\boldsymbol{x}$ e $\boldsymbol{y}$ son ambas iguales y positivas, la estimación MCO del término constante en el modelo anterior:

- [A] Es igual a 0.
- [B] Es la media de $\boldsymbol{x}$ si $\widehat{\beta_2}$ es -1.
- [C] Es negativa si $\widehat{\beta_2}$ es menor que uno.
- ■ Es positiva si $\widehat{\beta_2}$ es menor que cero.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$.
Si $\overline{x} = \overline{y} = a > 0$, entonces $\widehat{\beta_1} = a - a\widehat{\beta_2} = a(1 - \widehat{\beta_2}) > 0$ si $(1 - \widehat{\beta_2}) > 0$, y lo es cuando $\widehat{\beta_2} < 0$.

|**P-75** `[Ajuste MCO de MLS - Ajuste de CTE si X e Y con misma media negativa - 1]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si las medias muestrales de las observaciones disponibles $\boldsymbol{x}$ e $\boldsymbol{y}$ son ambas iguales y negativas, la estimación MCO del término constante en el modelo anterior:

- [A] Es igual a 0.
- ■ Es positiva si $\widehat{\beta_2}$ es mayor que uno.
- [C] Es la media de $\boldsymbol{x}$ si $\widehat{\beta_2}$ es -1.
- [D] Es negativa si $\widehat{\beta_2}$ es mayor que uno.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$.
Si $\overline{x} = \overline{y} = a < 0$, entonces $\widehat{\beta_1} = a(1 - \widehat{\beta_2}) > 0$ si $(1 - \widehat{\beta_2}) < 0$, y lo es cuando $\widehat{\beta_2} > 1$.

|**P-76** `[Ajuste MCO de MLS - Ajuste de CTE si X e Y con misma media negativa - 2]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si las medias muestrales de las observaciones disponibles $\boldsymbol{x}$ e $\boldsymbol{y}$ son ambas iguales y negativas, la estimación MCO del término constante en el modelo anterior:

- [A] Es igual a 0.
- [B] Es positiva si $\widehat{\beta_2}$ es menor que uno.
- [C] Es la media de $\boldsymbol{x}$ si $\widehat{\beta_2}$ es -1.
- ■ Es negativa si $\widehat{\beta_2}$ es menor que uno.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$.
Si $\overline{x} = \overline{y} = a < 0$, entonces $\widehat{\beta_1} = a(1 - \widehat{\beta_2}) < 0$ si $(1 - \widehat{\beta_2}) > 0$, y lo es cuando $\widehat{\beta_2} < 1$.

|**P-77** `[Ajuste MCO de MLS - Ajuste de CTE si X e Y con media cero - 1]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2}x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si las medias muestrales de las observaciones disponibles $\boldsymbol{x}$ e $\boldsymbol{y}$ son ambas iguales a cero, la estimación MCO del término constante en el modelo anterior:

■ Es igual a 0.
[B] Es positiva si $\widehat{\beta_2}$ es mayor que uno.
[C] Es negativa si $\widehat{\beta_2}$ es menor que uno.
[D] Es igual a 1.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$.
Si $\overline{x} = \overline{y} = 0$, entonces $\widehat{\beta_1} = 0 - 0 \cdot \widehat{\beta_2} = 0$.

|**P-78** `[Ajuste MCO de MLS - Ajuste de CTE si X e Y con media cero - 2]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2}x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si las medias muestrales de las observaciones disponibles $\boldsymbol{x}$ e $\boldsymbol{y}$ son ambas iguales a cero, entonces:

■ La recta de regresión pasa por $(0, 0)$.
[B] $\widehat{\beta_1}$ es positiva si $\widehat{\beta_2}$ es mayor que uno.
[C] $\widehat{\beta_1}$ es negativa si $\widehat{\beta_2}$ es menor que uno.
[D] La recta de regresión es siempre cero.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Puesto que $\widehat{\beta_1}$ es cero, la recta de regresión $\widehat{y} = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2}x$ vale cero cuando $x = 0$.

|**P-79** `[Ajuste MCO del MLS - Ajuste si Y tiene media cero - 1]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2}x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si la media muestral de las observaciones $\boldsymbol{y}$ es cero, la estimación MCO del término constante en el modelo anterior:

[A] Es igual a 0.
■ Es la media de $\boldsymbol{x}$ si $\widehat{\beta_2}$ es -1.
[C] Es la media de $\boldsymbol{x}$ si $\widehat{\beta_2}$ es cero.
[D] Es igual a 1.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$.
Si $\overline{y} = 0$ y además $-\widehat{\beta_2} = 1$, entonces $\widehat{\beta_1} = -\widehat{\beta_2} \cdot \overline{x} = \overline{x}$,

|**P-80** `[Ajuste MCO del MLS - Ajuste si Y tiene media cero - 2]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2}x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si la media muestral de las observaciones $\boldsymbol{y}$ es cero, la estimación MCO del término constante en el modelo anterior:

[A] Es igual a 0.
■ Tiene signo opuesto a la pendiente si la media de $\boldsymbol{x}$ es positiva
[C] Es la media de $\boldsymbol{x}$.
[D] Es la media de $\boldsymbol{x}$ si $\widehat{\beta_2}$ es cero.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$.
Si $\overline{y} = 0$, entonces $\widehat{\beta_1} = -\widehat{\beta_2} \cdot \overline{x}$.

|**P-81** `[Ajuste MCO del MLS - Ajuste si Y tiene media cero - 3]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2}x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si la media muestral de las observaciones $\boldsymbol{y}$ es cero, la estimación MCO del término constante en el modelo anterior:

[A] Es la media de $\boldsymbol{y}$.
■ Es el doble de la media de $\boldsymbol{x}$ si $\widehat{\beta_2}$ es -2.
[C] Es la media de $\boldsymbol{x}$.
[D] Es la media de $\boldsymbol{x}$ si $\widehat{\beta_2}$ es cero.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-82** `[Ajuste MCO del MLS - Ajuste si Y tiene media cero - 4]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si la media muestral de las observaciones $\boldsymbol{y}$ es cero, la estimación MCO del término constante en el modelo anterior:

- [A] Es cero.
- [B] Es el doble de la media de $\boldsymbol{x}$ si $\widehat{\beta_2}$ es 0.
- [C] Es la media de $\boldsymbol{x}$.
- ■ Es igual a $\widehat{\beta_2}$ si la media de $\boldsymbol{x}$ es -1.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-83** `[Ajuste MCO del MLS - Ajuste si Y tiene media cero - 5]`⟩ Considere el ajuste MCO: $y_n = \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} x_n + \widehat{e_n}$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si la media muestral de las observaciones $\boldsymbol{y}$ es cero, la estimación MCO del término constante en el modelo anterior:

- [A] Es la media de $\boldsymbol{x}$.
- ■ Es cero si la covarianza entre $\boldsymbol{x}$ e $\boldsymbol{y}$ es 0.
- [C] Es el doble de la media de $\boldsymbol{x}$.
- [D] Es igual a $\widehat{\beta_2}$ si la media de $\boldsymbol{x}$ es positiva.

Explicación: El ajuste MCO de la constante en el Modelo Lineal Simple es: $\boxed{\widehat{\beta_1} = \overline{y} - \widehat{\beta_2}\,\overline{x}}$; y el de la pendiente $\boxed{\widehat{\beta_2} = \frac{s_{\boldsymbol{xy}}}{s^2_{\boldsymbol{x}}}}$. Por tanto, si $s_{\boldsymbol{xy}}$ es cero, entonces $\widehat{\beta_2}$ también es cero y $\widehat{\beta_1} = -\widehat{\beta_2} \cdot \overline{x} = 0$.

|**P-84** `[Ajuste MCO - Propiedades de los residuos - 1]`⟩ Los residuos $\widehat{\boldsymbol{e}}$ del ajuste MCO del modelo lineal $\boldsymbol{y} = \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \widehat{\boldsymbol{e}}$:

- ■ Suman cero si el modelo incluye término constante.
- [B] Son ortogonales a los regresores sólo si el modelo incluye término constante.
- [C] Tienen correlación cero con los regresores.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación:

- Por construcción, el término de error MCO, $\widehat{\boldsymbol{e}}$, es ortogonal a todos y cada uno de los regresores. Es esta propiedad de ortogonalidad lo que caracteriza a la estimación MCO.
- Así, si uno de los regresores es el término constante $\mathbf{1}$, entonces $\widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal \mathbf{1} = 0 \Rightarrow \sum \widehat{e}_n = 0$.
- La correlación es cero si y solo si la covarianza es cero. Sea $\boldsymbol{z}$ un regresor, entonces la covarianza entre $\boldsymbol{z}$ y $\widehat{\boldsymbol{e}}$ es

$$s_{\widehat{\boldsymbol{e}}\boldsymbol{z}} = \frac{\widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal \boldsymbol{z}}{N} - \overline{\widehat{e}} \cdot \overline{z} = -\overline{\widehat{e}} \cdot \overline{z};$$

pues $\widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal \boldsymbol{z} = 0$ por ser un ajuste MCO y donde $\overline{\widehat{e}} \cdot \overline{z}$ puede ser distinto de cero.

|**P-85** `[Ajuste MCO - Propiedades de los residuos - 2]`⟩ Los residuos $\widehat{\boldsymbol{e}}$ del ajuste MCO del modelo lineal $\boldsymbol{y} = \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \widehat{\boldsymbol{e}}$:

- [A] Suman cero si el modelo no incluye término constante.
- ■ Son ortogonales a los regresores independientemente de que haya término constante.
- [C] Tienen correlación cero con los regresores.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Por construcción, el término de error MCO, $\widehat{\boldsymbol{e}}$, es ortogonal a todos y cada uno de los regresores. Es esta propiedad de ortogonalidad lo que caracteriza a la estimación MCO.

|**P-86** [`Ajuste MCO - Propiedades de los residuos - 3`]⟩ Los residuos $\widehat{\boldsymbol{e}}$ del ajuste MCO del modelo lineal $\boldsymbol{y} = \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \widehat{\boldsymbol{e}}$:

- [A] Suman cero si el modelo no incluye término constante.
- [B] Son ortogonales a los regresores sólo si el modelo incluye término constante.
- ■ Tienen correlación cero con los regresores si el modelo incluye término constante.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: La correlación es cero si y solo si la covarianza es cero. Sea $\boldsymbol{z}$ un regresor, entonces la covarianza entre $\boldsymbol{z}$ y $\widehat{\boldsymbol{e}}$ es

$$s_{\widehat{\boldsymbol{e}}\boldsymbol{z}} \quad = \quad \frac{\widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal\boldsymbol{z}}{N} - \overline{\widehat{e}} \cdot \overline{z} \quad = \quad -\overline{\widehat{e}} \cdot \overline{z}; \qquad (\text{pues } \widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal\boldsymbol{z} = 0).$$

Si en el ajuste hay un regresor constante entonces $\overline{\widehat{e}} = 0$ y la covarianza (y por tanto la correlación) es *cero*. Pero si no hay término constante en el modelo, y los regresores no tienen media cero, entonces los residuos pueden tener correlación con los regresores.
Dicho de otra manera, ortogonalidad entre dos vectores de datos NO implica correlación cero (salvo cuando uno de ellos tiene media cero).

|**P-87** [`Ajuste MCO - Propiedades de los residuos - 4`]⟩ Los residuos $\widehat{\boldsymbol{e}}$ del ajuste MCO del modelo lineal $\boldsymbol{y} = \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \widehat{\boldsymbol{e}}$:

- [A] Suman cero si el modelo no incluye término constante.
- [B] Son ortogonales a los regresores sólo si el modelo incluye término constante.
- [C] Tienen correlación cero con los regresores.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-88** [`Ajuste MCO con un regresor constante - Medias Muestrales - 1`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal CON término constante se estima por MCO:

- ■ La media muestral de $\widehat{\boldsymbol{y}}$ y de $\boldsymbol{y}$ son iguales entre sí.
- [B] La suma SRC vale cero.
- [C] El R^2 es igual al coeficiente de correlación lineal simple entre $\widehat{\boldsymbol{y}}$ e $\boldsymbol{y}$.
- [D] La STC es menor que la SEC.

Explicación:

- $\boldsymbol{y} = \widehat{\boldsymbol{y}} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, multiplicando ambos lados por $\mathbf{1}^\intercal$ tenemos $\mathbf{1}^\intercal\boldsymbol{y} = \mathbf{1}^\intercal\widehat{\boldsymbol{y}} + \mathbf{1}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}}$. Pero como hay término constante en la regresión, necesariamente $\mathbf{1}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = 0$. Así, $\mathbf{1}^\intercal\boldsymbol{y} = \mathbf{1}^\intercal\widehat{\boldsymbol{y}}$, es decir, $\sum y = \sum \widehat{y}$. Basta dividir por N para ver que $\overline{y} = \overline{\widehat{y}}$.
- $SRC = \widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}}$, que sólo puede ser cero si $\widehat{\boldsymbol{e}} = \mathbf{0}$, algo que no suele suceder.
- Cuando hay término constante, R^2 es igual ***al cuadrado*** del coeficiente de correlación lineal simple entre $\widehat{\boldsymbol{y}}$ e $\boldsymbol{y}$.
- Cuando hay término constante, $STC = SEC + SRC$, ¡y todos los sumandos son positivos!

|**P-89** [`Ajuste MCO con un regresor constante - Medias Muestrales - 2`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal CON término constante se estima por MCO:

- [A] La media muestral de $\widehat{\boldsymbol{y}}$ y de $\boldsymbol{y}$ es cero.
- ■ La suma residual vale cero.
- [C] El R^2 es igual al coeficiente de correlación lineal simple entre $\widehat{\boldsymbol{y}}$ e $\boldsymbol{y}$.
- [D] La STC es menor que la SEC.

Explicación: Como $\mathbf{1}$ es un regresor, necesariamente $\mathbf{1}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = 0$, es decir, $\sum \widehat{e} = 0$. Basta dividir por N para ver que $\overline{\widehat{e}} = 0$.
¡Por otra parte, que incluyamos o no un término constante, nada tiene que ver con la media de $\boldsymbol{y}$!
Para lo demás, véase las explicaciones de las preguntas anteriores

|**P-90** [`Ajuste MCO con un regresor constante - Medias Muestrales - 3`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal CON término constante se estima por MCO:

- [A] La media muestral de $\widehat{\boldsymbol{y}}$ y de $\boldsymbol{y}$ es cero.
- [B] La suma SRC vale cero.
- ■ El R^2 es igual al cuadrado del coeficiente de correlación lineal simple entre $\widehat{\boldsymbol{y}}$ e $\boldsymbol{y}$.
- [D] La STC es menor que la SEC.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-91** [`Ajuste MCO con un regresor constante - Medias Muestrales - 4`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal CON término constante se estima por MCO:

- [A] La media muestral de $\widehat{\boldsymbol{y}}$ y de $\boldsymbol{y}$ es cero.
- [B] La suma SRC vale cero.
- [C] El R^2 es igual al coeficiente de correlación lineal simple entre $\widehat{\boldsymbol{y}}$ e $\boldsymbol{y}$.
- ■ La STC es mayor o igual que la SEC.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-92** [`Ajuste MCO con un regresor constante - SRC y R2 - 1`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal CON término constante se estima por MCO:

- ■ La SRC puede calcularse conociendo tan sólo la STC y la SEC.
- [B] El R^2 puede resultar negativo.
- [C] La STC puede ser menor que la SEC.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Cuando el ajuste tiene un regresor constante, $STC = SEC + SRC$, donde las tres sumas de cuadrados son mayores o iguales a cero; y además el coeficiente de determianción en este caso particular es igual a $\frac{SEC}{STC}$.

|**P-93** [`Ajuste MCO con un regresor constante - SRC y R2 - 2`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal CON término constante se estima por MCO:

- [A] La SRC puede resultar negativa.
- ■ El R^2 está comprendido entre cero y uno.
- [C] La STC puede ser menor que la SEC.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-94** [`Ajuste MCO con un regresor constante - SRC y R2 - 3`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal CON término constante se estima por MCO:

- [A] La suma SRC puede resultar negativa.
- [B] El R^2 puede resultar negativo.
- ■ La SEC puede ser menor que la STC.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-95** [`Ajuste MCO con un regresor constante - SRC y R2 - 4`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal CON término constante se estima por MCO:

$\boxed{\text{A}}$ La suma SRC puede resultar negativa.

$\boxed{\text{B}}$ El R^2 puede resultar negativo.

$\boxed{\text{C}}$ La suma STC puede ser menor que la suma SEC.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-96** [`Ajuste MCO SIN regresor constante - Sumas de Cuadrados y R2 - 1`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal SIN término constante se estima por MCO:

■ El R^2 puede resultar negativo.

$\boxed{\text{B}}$ La suma SRC vale cero.

$\boxed{\text{C}}$ El R^2 está comprendido entre cero y uno.

$\boxed{\text{D}}$ La suma STC y la suma SRC son iguales.

Explicación: Cuando no se incluye un regresor constante, el ajuste puede ser tan malo que la SRC sea enorme, mucho más grande que la STC del regresando. Puesto que $R^2 = 1 - \frac{SRC}{STC}$, si $SRC > STC$, entonces R^2 es negativo.
Además, $SRC = \widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}}$, que sólo puede ser cero si $\widehat{\boldsymbol{e}} = \boldsymbol{0}$, algo que no suele suceder.

|**P-97** [`Ajuste MCO SIN regresor constante - Sumas de Cuadrados y R2 - 2`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal SIN término constante se estima por MCO:

$\boxed{\text{A}}$ El R^2 está comprendido entre cero y uno.

■ La suma SRC puede ser mayor que la suma STC.

$\boxed{\text{C}}$ La suma STC y la suma SRC son iguales.

$\boxed{\text{D}}$ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-98** [`Ajuste MCO SIN regresor constante - Sumas de Cuadrados y R2 - 3`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal SIN término constante se estima por MCO:

$\boxed{\text{A}}$ El R^2 está comprendido entre cero y uno.

$\boxed{\text{B}}$ STC y SRC son iguales.

■ STC es N veces la varianza de $\boldsymbol{y}$.

$\boxed{\text{D}}$ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: La STC se define como $(\boldsymbol{y} - \overline{\boldsymbol{y}})^\intercal(\boldsymbol{y} - \overline{\boldsymbol{y}})$, así que por definición es N veces la varianza muestral de $\boldsymbol{y}$.
Para el resto de opciones véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-99** [`Ajuste MCO SIN regresor constante - Sumas de Cuadrados y R2 - 4`]⟩ Cuando un modelo de regresión lineal SIN término constante se estima por MCO:

$\boxed{\text{A}}$ El R^2 está comprendido entre cero y uno.

$\boxed{\text{B}}$ SEC es N veces la varianza de $\widehat{\boldsymbol{y}}$.

$\boxed{\text{C}}$ STC y SEC son iguales.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Cuando no hay regresor constante, la media de los errores es en general distinta de cero. Consecuentemente las medias de $\boldsymbol{y}$ y $\widehat{\boldsymbol{y}}$ son distintas, por lo que SEC ya no es N veces la varianza de $\widehat{\boldsymbol{y}}$, y por tanto, tampoco $STC = SEC + SRC$.

|**P-100** [`Y=B+U - Sumas de cuadrados - 1`]⟩ En el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, la "suma explicada de cuadrados" SEC:

■ Es cero, pues $STC = SRC$.
[B] Es igual a la suma STC.
[C] Es igual a la suma SRC.
[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: En este ajuste $\widehat{\boldsymbol{y}} = \overline{\boldsymbol{y}}$, y por tanto $SEC = (\widehat{\boldsymbol{y}} - \overline{\boldsymbol{y}})^\intercal(\widehat{\boldsymbol{y}} - \overline{\boldsymbol{y}}) = 0$. Además $SRC = \widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = (\boldsymbol{y} - \overline{\boldsymbol{y}})^\intercal(\boldsymbol{y} - \overline{\boldsymbol{y}}) = Ns^2_{\boldsymbol{y}} = STC$. Relación que también se deduce de $STC = SEC+SRC$, por ser un ajuste con un regresor cte.

|**P-101** [`Y=B+U - Sumas de cuadrados - 2`]⟩ En el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, la "suma explicada de cuadrados" SEC:

[A] Es mayor que suma SRC.
[B] Es igual a la suma STC.
[C] Es igual a la suma SRC.
■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-102** [`Y=B+U - Sumas de cuadrados - 3`]⟩ En el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, la "suma de residuos al cuadrado" SRC:

[A] Es cero, pues $STC = SEC$.
[B] Es igual a la suma SEC.
[C] Es igual al R^2 pues ambos son cero.
■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: En este caso el coeficiente de determinación es $R^2 = 1 - \frac{SRC}{STC} = 1 - 1 = 0$.
Por otra parte, la STC es distinta de cero salvo en el caso muy particular de que el regresando $\boldsymbol{y}$ sea constante, en cuyo caso el coeficiente de determinación no está definido y la relación $STC = SEC + SRC$ es trivialmente cierta (todo es cero). Nótese que si el regresando $\boldsymbol{y}$ es constante, el modelo ajustado carece de sentido (pues el término $\widehat{\boldsymbol{e}}$ es innecesario), por eso siempre se asume que $\boldsymbol{y}$ no es constante.
Para el resto de opciones véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-103** [`Y=B+U - Sumas de cuadrados - 4`]⟩ En el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, la "suma explicada de cuadrados" SEC:

[A] Es uno, pues $STC = SEC$.
[B] Es igual a la suma STC.
■ Es igual al R^2 pues ambos son cero.
[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-104** [`Y=B+U - Coeficiente de determinacion R2 - 1`]⟩ En el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el coeficiente de determinación R^2:

■ Es igual a cero.
[B] Es igual a uno.
[C] Puede ser mayor que cero.
[D] Puede ser negativo.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-105** [`Y=B+U - Coeficiente de determinacion R2 - 2`]⟩ En el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el coeficiente de correlación, $r_{\boldsymbol{y}\widehat{\boldsymbol{y}}}$, entre los datos $\boldsymbol{y}$ y los valores ajustados $\widehat{\boldsymbol{y}}$:

■ Es igual a cero.
B Es igual a uno.
C Puede ser mayor que cero.
D Puede ser negativo.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Y recordando que cuando hay término constante $SEC = Ns_{\widehat{\boldsymbol{y}}\boldsymbol{y}}$:

$$R^2 = \frac{SEC}{STC} = \frac{SEC \times SEC}{STC \times SEC} = \frac{SEC^2}{STC \times SEC} = \frac{\left(Ns_{\widehat{\boldsymbol{y}}\boldsymbol{y}}\right)^2}{Ns^2_{\boldsymbol{y}} \times Ns^2_{\widehat{\boldsymbol{y}}}} = \frac{N^2}{N^2}\left(\frac{s_{\widehat{\boldsymbol{y}}\boldsymbol{y}}}{\sqrt{s^2_{\boldsymbol{y}} \times s^2_{\widehat{\boldsymbol{y}}}}}\right)^2 = \left(r_{\widehat{\boldsymbol{y}}\boldsymbol{y}}\right)^2,$$

donde $r_{\widehat{\boldsymbol{y}}\boldsymbol{y}} = \frac{s_{\widehat{\boldsymbol{y}}\boldsymbol{y}}}{s_{\widehat{\boldsymbol{y}}} \times s_{\boldsymbol{y}}}$ es el coeficiente de correlación lineal simple entre $\widehat{\boldsymbol{y}}$ e $\boldsymbol{y}$.

|**P-106** [`Y=B+U - Coeficiente de determinacion R2 - 3`]⟩ En el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el coeficiente de determinación R^2:

■ Es igual a la SEC.
B Es igual a uno.
C Puede ser mayor que uno.
D Puede ser mayor que cero.

Explicación: Tanto R^2 como SEC son cero, y por tanto son iguales. Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-107** [`Y=B+U - Coeficiente de determinacion R2 - 4`]⟩ En el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el coeficiente de determinación R^2:

A Es igual a la SRC.
B Es igual a uno.
C Puede ser mayor que cero.
■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-108** [`Y=B+U - Coeficiente de determinacion R2 - 5`]⟩ En el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, el coeficiente de determinación R^2:

A Es igual a la suma STC.
■ Es igual al cuadrado del coeficiente de correlación entre $\boldsymbol{y}$ y $\widehat{\boldsymbol{y}}$.
C Puede ser mayor que cero.
D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-109** [`Y=B+U - Varios`]⟩ Si se ajusta por MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\boldsymbol{e}}$ usando la muestra $\boldsymbol{y} = \begin{bmatrix} 4 & 5 & 6 & 7 & 8 \end{bmatrix}$ es FALSO que:

■ La suma SRC es menor que la suma STC.
B La estimación MCO de β es igual a 6.
C El R^2 es igual a la suma SEC.
D La suma SEC es cero.

Explicación:

- En este modelo $\widehat{\beta}$ es igual a la media aritmética de $\boldsymbol{y}$.
- Por tanto $\widehat{\boldsymbol{y}} = \overline{y}\mathbf{1} = \overline{\boldsymbol{y}}$, así $SEC = (\widehat{\boldsymbol{y}} - \overline{\boldsymbol{y}})^\intercal(\widehat{\boldsymbol{y}} - \overline{\boldsymbol{y}}) = 0$.
- Además $SRC = \widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = (\boldsymbol{y} - \overline{\boldsymbol{y}})^\intercal(\boldsymbol{y} - \overline{\boldsymbol{y}}) = Ns^2_{\boldsymbol{y}} = STC$. Por tanto el coeficiente de determinacion es $R^2 = 1 - \frac{SRC}{STC} = 1 - 1 = 0$.

|**P-110** `[Y=B+U - Varios (2)]`⟩ Si se ajusta por MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta}\cdot\boldsymbol{1}+\widehat{\boldsymbol{e}}$ usando la muestra $\boldsymbol{y} = \begin{bmatrix}5 & 6 & 7 & 8 & 9\end{bmatrix}$ entonces:

- A El R^2 es igual a la suma STC.
- B La suma SRC es mayor que la suma STC.
- C La estimación MCO de β es igual a 1 pues el regresor crece de 1 en 1.
- ■ *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-111** `[Y=B+U - Varios (3)]`⟩ Si se ajusta por MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta}\cdot\boldsymbol{1}+\widehat{\boldsymbol{e}}$ usando la muestra $\boldsymbol{y} = \begin{bmatrix}-1 & 3 & 7 & 11 & 15\end{bmatrix}$ entonces:

- ■ La estimación MCO de β es igual a 7.
- B El R^2 puede ser negativo.
- C La suma SRC es menor que la suma STC.
- D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-112** `[Y=B+U - Varios (4)]`⟩ Si se ajusta por MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta}\cdot\boldsymbol{1}+\widehat{\boldsymbol{e}}$ usando la muestra $\boldsymbol{y} = \begin{bmatrix}13 & 11 & 9 & 7 & 5\end{bmatrix}$ entonces:

- A El R^2 puede ser negativo.
- B La suma STC es negativa.
- C La estimación MCO de β es igual a -2 pues el regresor decrece de 2 en 2.
- ■ *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-113** `[Y=B+U - cual es falsa - 1]`⟩ Para el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta}\cdot\boldsymbol{1}+\widehat{\boldsymbol{e}}$, cuál de las siguientes afirmaciones es **falsa**:

- A La media de los residuos $\widehat{\boldsymbol{e}}$ es cero.
- B La suma SEC es cero.
- C La suma STC es igual a la SRC.
- ■ La estimación MCO de β es igual a SRC.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-114** `[Y=B+U - cual es falsa - 2]`⟩ Para el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta}\cdot\boldsymbol{1}+\widehat{\boldsymbol{e}}$, cuál de las siguientes afirmaciones es **falsa**:

- A La media de los residuos $\widehat{\boldsymbol{e}}$ es cero.
- B El R^2 es cero.
- C La estimación $\widehat{\beta}$ es igual a la media de $\boldsymbol{y}$.
- ■ La suma STC, es igual a la suma SEC.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-115** `[Y=B+U - cual es falsa - 3]`⟩ Para el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta}\cdot\boldsymbol{1}+\widehat{\boldsymbol{e}}$, cuál de las siguientes afirmaciones es **falsa**:

- A El R^2 es cero.
- B La suma STC es igual a la SRC.
- C La estimación $\widehat{\beta}$ es igual a la media de $\boldsymbol{y}$.
- ■ La suma SRC es cero.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-116** [`Y=B+U - cual es falsa - 4`]⟩ Para el ajuste MCO: $\boldsymbol{y} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} + \widehat{\boldsymbol{e}}$, cuál de las siguientes afirmaciones es **falsa**:

- [A] La media de los residuos $\widehat{\boldsymbol{e}}$ es igual a SEC.
- [B] La suma STC es igual a la suma SRC.
- [C] La suma SEC es cero.
- [■] El R^2 es mayor que la suma STC.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-117** [`Hipotesis del MLG - Consecuencias de tres supuestos - 1`]⟩ Los supuestos: $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, $\quad \mathrm{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0} \quad$ y $\quad \mathrm{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2 \mathbf{I}$; $\quad$ ¿qué implican?

1. $\mathrm{E}(Y \mid \mathbf{X})$ es función lineal de los regresores.
2. El modelo se puede estimar por MCO.
3. $\mathrm{Var}(Y_n \mid \mathbf{X}_n)$ es constante para todo n.
4. El modelo es correcto, así que las estimaciones MCO permiten una buena interpretación de las relaciones entre los datos.

- [■] Sólo las afirmaciones 1 y 3.
- [B] Sólo las afirmaciones 2 y 4.
- [C] Todas.
- [D] Ninguna.

Explicación: La primera afirmación es correcta puesto que (por los dos primeros supuestos):

$$\mathrm{E}(Y \mid \mathbf{X}) = \mathrm{E}(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + U \mid \mathbf{X}) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathrm{E}(U \mid \mathbf{X}) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}.$$

La segunda afirmación solo es cierta si la matriz $\mathrm{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})$ es de rango completo (si los regresores son linealmente indendientes). Y ese supuesto no está incluido en el enunciado.
La tercera afirmación es correcta puesto que (por los supuestos primero y tercero):

$$\mathrm{Var}(Y_n \mid \mathbf{X}_n) = \mathrm{Var}(\mathbf{X}_n\boldsymbol{\beta} + U \mid \mathbf{X}_n) = \mathrm{Var}(U_n \mid \mathbf{X}_n) = \sigma^2$$

Los tres supuestos indicados no implican que el modelo sea correcto, ni que los resultados sean interpretables; por lo que la cuarta afirmación es falsa.

|**P-118** [`Hipotesis del MLG - Consecuencias de tres supuestos - 2`]⟩ Cuando asumimos los supuestos: $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, $\quad$ y $\quad \mathrm{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$; $\quad$ ¿qué asumimos implícitamente?

1. Las perturbaciones son ortogonales a los regresores.
2. $\mathrm{E}(Y \mid \mathbf{X})$ es función lineal de los regresores.
3. $\mathrm{Var}(Y_n \mid \mathbf{X}_n)$ es idéntica para todo n.
4. El modelo es correcto, así que las estimaciones MCO permiten una buena interpretación de las relaciones entre los datos.

- [■] Sólo las afirmaciones 1 y 2.
- [B] Sólo las afirmaciones 2 y 3.
- [C] Todas.
- [D] Ninguna.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Además, por el teorema de las esperanzas iteradas (y usando que $\mathrm{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$)

$$\mathrm{E}(U\mathbf{X}) = \mathrm{E}(\mathrm{E}(U\mathbf{X} \mid \mathbf{X})) = \mathrm{E}(\mathbf{X} \cdot \mathrm{E}(U \mid \mathbf{X})) = \mathrm{E}(\mathbf{X} \cdot 0) = \mathbf{0}.$$

es decir, las perturbaciones son ortogonales (perpendiculares) a los regresores.

|**P-119** [`Hipotesis del MLG - Consecuencias de tres supuestos - 3`]⟩ Cuando asumimos los supuestos: $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, $\mathrm{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$ $\mathrm{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$, y que los regresores $\mathbf{X}$ son linealmente independientes, ¿qué asumimos implícitamente?

1. $\mathrm{E}(Y \mid \mathbf{X})$ es función lineal de los regresores.
2. El modelo se puede estimar por MCO.
3. $\mathrm{Var}(Y_n \mid \mathbf{X}_n)$ es idéntica para todo n.
4. Las perturbaciones son ortogonales a los regresores.

[A] Sólo las afirmaciones 1, 3 y 4.
[B] Sólo las afirmaciones 1 y 3.
■ Todas.
[D] Ninguna.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-120** [`Hipotesis del MLG - Consecuencias de tres supuestos - 4`]⟩ Cuando asumimos los supuestos: $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, $\mathrm{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$, y que los regresores $\mathbf{X}$ son linealmente independientes, ¿qué asumimos implícitamente?

1. $\mathrm{E}(Y \mid \mathbf{X})$ es función lineal de los regresores.
2. El modelo se puede estimar por MCO.
3. $\mathrm{Var}(Y_n \mid \mathbf{X}_n)$ es idéntica para todo n.
4. Las perturbaciones son ortogonales a los regresores.

■ Sólo las afirmaciones 1, 2 y 4.
[B] Sólo las afirmaciones 1 y 3.
[C] Todas.
[D] Ninguna.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-121** [`Hipotesis del MLG - Reconocer Linealidad en los parametros - 1`]⟩ Indique en cuál de los siguientes modelos de regresión NO se cumple la hipótesis del modelo lineal general de LINEALIDAD en los parámetros :

■ $Y = \beta_1 + \beta_2^2 X + U$.
[B] $Y = \beta_1 + \beta_2(1/X) + U$.
[C] $\ln Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X + U$.
[D] $Y = \beta_1 + \beta_2 X^2 + U$.

Explicación: Si $\mathbf{X} = \big[1, X\big]$ son los regresores y $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2)$ un vector con los parámetros, y $f(\cdot)$ y $g(\cdot)$ son dos funciones cualesquiera. El modelo es lineal en los parámetros si es de la forma

$$Y = \beta_1 \cdot f(\mathbf{X}) + \beta_2 \cdot g(\mathbf{X}) + U;$$

(nótese que parte del modelo es una suma ponderada de los parámetros donde las ponderaciones son $f(\mathbf{X})$ y $g(\mathbf{X})$). El modelo es lineal en los regresores si es de la forma:

$$Y = f(\boldsymbol{\beta}) \cdot 1 + g(\boldsymbol{\beta}) \cdot X + U.$$

(nótese que parte del modelo es una suma ponderada de los regresores donde las ponderaciones son $f(\boldsymbol{\beta})$ y $g(\boldsymbol{\beta})$).

El modelo $Y = \beta_1 + \beta_2^2 X + U$ no es lineal en los parámetros, puesto que β_2 aparece elevado al cuadrado. Aunque sí lo es en los regresores (usando la descripción de más arriba, donde $f(\boldsymbol{\beta}) = \beta_1$ y $g(\boldsymbol{\beta}) = \beta_2^2$.

|**P-122** [`Hipotesis del MLG - Reconocer Linealidad en los parametros - 2`]⟩ Indique en cuál de los siguientes modelos de regresión CUMPLE la hipótesis del modelo lineal general de LINEALIDAD en los parámetros :

- [A] $Y = \beta_1 + (1/\beta_2)X + U$.
- [B] $\ln Y = \beta_1 + \ln \beta_2 X + U$.
- [C] $Y = \beta_1 + \beta_2^X + U$.
- ■ *Ninguno de los modelos anteriores.*

Explicación: Ninguno de ellos: en un modelo aparece el inverso de β_2, en otro el logaritmo de β_2 y en otro β_2 está elevado a X.

|**P-123** [`Hipotesis del MLG - Reconocer Linealidad en los parametros - 3`]⟩ Indique en cuál de los siguientes modelos de regresión CUMPLE la hipótesis del modelo lineal general de LINEALIDAD en los parámetros :

- [A] $Y = \beta_1 + \beta_2^2 X + U$.
- [B] $Y = \beta_1 + (1/\beta_2)X + U$.
- ■ $\ln Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X + U$.
- [D] *Ninguno de los modelos anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
El único lineal en los parámetros es aquel con forma de "suma ponderada de los parámetros", es decir $\ln Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X$, donde β_1 está sencillamente multiplicado por 1 y β_2 multiplicado por una función de X (cualquier función de X es válida).

|**P-124** [`Hipotesis del MLG - Reconocer Linealidad en los parametros - 4`]⟩ Indique en cuál de los siguientes modelos de regresión NO se cumple la hipótesis del modelo lineal general de LINEALIDAD en los parámetros :

- [A] $Y = \beta_1 + \beta_2(1/X) + U$.
- [B] $\ln Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X + U$.
- [C] $Y = \beta_1 + \beta_2 X^2 + U$.
- ■ *En todos los anteriores se cumple.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-125** [`Hipotesis del MLG - Reconocer Linealidad en los parametros - 5`]⟩ Indique en cuál de los siguientes modelos de regresión NO se cumple la hipótesis del modelo lineal general de LINEALIDAD en los parámetros :

- ■ $Y = \exp(\beta_1 + \beta_2 X + U)$.
- [B] $\ln Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X + U$.
- [C] $Y = \beta_1 + \beta_2 X^2 + U$.
- [D] *En todos los anteriores se cumple.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
El modelo $Y = \exp(\beta_1 + \beta_2 X + U)$ es la *exponencial* de una función lineal. La exponencial de una función lineal no es una función lineal.

|**P-126** [`Hipotesis del MLG - Reconocer que el modelo incumple homocedasticidad - 1`]⟩ En el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$, (y si $\sigma \neq 0$), las perturbaciones presentan heteroscedasticidad si:

- ■ $\text{Var}(U_n) = n \times \sigma^2$.
- [B] $\text{Cov}(U_n, \mathbf{X}_n) = \mathbf{0}$.
- [C] $\text{Var}(U_n) = \sigma^2$
- [D] $U_n = 10 + Z_n$, con $\text{Var}(Z_n) = 5$

Explicación: Si $\text{Var}(U_n) = n \times \sigma^2$, puesto que cuando $i \neq j$, resulta que $i \times \sigma^2 \neq j \times \sigma^2$, entonces $\text{Var}(U_i) \neq \text{Var}(U_j)$ si $i \neq j$.
$\text{Cov}(U_n, \mathbf{X}_n) = \mathbf{0}$ no implica nada respecto de la varianza de $\text{Var}(U_n)$.
Que las perturbaciones sean homocedásticas significa precisamente que $\text{Var}(U_n) = \sigma^2$ para todo n.
Si $U_n = 10 + Z_n$, con $\text{Var}(Z_n) = 5$, entonces $\text{Var}(U_n) = \text{Var}(Z_n) = 5$ para todo n.

|**P-127** [`Hipotesis del MLG - Reconocer que el modelo incumple homocedasticidad - 2`]⟩ En el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$, (y si $\sigma \neq 0$), las perturbaciones presentan heteroscedasticidad si:

A $\operatorname{Var}(U_n) = \sigma^2$.
B $\operatorname{Cov}(U_n, \mathbf{X}_n) = \mathbf{0}$.
C $U_n = 2Z_n$, con $\operatorname{Var}(Z_n) = 3\sigma^2$.
■ $U_n = 10 + Z_n$, con $\operatorname{Var}(Z_n) = n$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Si $U_n = 2Z_n$, con $\operatorname{Var}(Z_n) = 3\sigma^2$, entonces $\operatorname{Var}(U_n) = \operatorname{Var}(2Z_n) = 4\operatorname{Var}(Z_n) = 12\sigma^2$ para todo n.
Si $U_n = 10 + Z_n$, con $\operatorname{Var}(Z_n) = n$, entonces $\operatorname{Var}(U_n) = \operatorname{Var}(Z_n) = n$.

|**P-128** [`Hipotesis del MLG - Reconocer que el modelo incumple autocorrelacion - 3`]⟩ En el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$, (y si $\sigma \neq 0$), las perturbaciones presentan autocorrelación si:

A $\operatorname{Var}(U_n) = \sigma^2$.
B $\operatorname{Cov}(x_n, U_n) = 0$.
■ $\operatorname{Cov}(U_i, U_j) = \sigma$, con $i \neq j$.
D $U_n = 10 + Z_n$, con $\operatorname{Var}(Z_n) = 5$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Hay autocorrelación si la correlación entre U_i y U_j, con $i \neq j$, es distinta de cero. Así, si $\operatorname{Cov}(U_i, U_j) = \sigma$, con $i \neq j$; entonces la correlación entre U_i y U_j es $\frac{\operatorname{Cov}(U_i,U_j)}{\sqrt{\operatorname{Var}(U_i)\operatorname{Var}(U_j)}} \neq 0$.

|**P-129** [`Hipotesis del MLG - Reconocer que el modelo incumple autocorrelacion - 4`]⟩ En el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$, (y si $\sigma \neq 0$), las perturbaciones presentan autocorrelación si:

A $\operatorname{Var}(U_n) = \sigma^2$.
B $\operatorname{Cov}(x_n, U_n) = 0$.
C $\operatorname{Cov}(U_i, U_j) = 0$, con $i \neq j$ y $\operatorname{Var}(U_n) \neq 0$.
■ $U_n = 10 + U_{n-1} + Z_n$ y $\operatorname{E}(U_n) = 0$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Si $U_n = 10 + U_{n-1} + Z_n$, entonces $\operatorname{Cov}(U_n, U_{n-1}) = \operatorname{E}\left(\left[10 + U_{n-1} + Z_n\right] U_{n-1}\right) = \operatorname{E}\left({U_{n-1}}^2\right) + \operatorname{E}(Z_n U_{n-1}) \neq 0$.

|**P-130** [`Hipotesis del MLG - Rango E(XTX) - 1`]⟩ En el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, donde $\mathbf{X} = \left[X_1, \ldots, X_k\right]$, la hipótesis $rango(\operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})) = k$ implica que:

■ Los regresores son linealmente indep.
B Y es comb. lineal de los regresores.
C El vector $\boldsymbol{\beta}$ está identificado.
D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Los regresores son necesariamente independientes; si no lo fueran, existiría algún vector $\boldsymbol{v} \neq \mathbf{0}$ tal que $\mathbf{X}\boldsymbol{v} = \mathbf{0}$. Por tanto, $\operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})\boldsymbol{v} = \operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\boldsymbol{v}) = \operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{0}) = \mathbf{0}$; por lo que las k columnas de $\operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})$ también deberían ser linealmente dependientes y consecuentemente $rango(\operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}))$ sería menor que k (…y se incumpliría el supuesto).
La variable Y sería una combinación lineal de los k regresores $\mathbf{X}$ si no estuviera presente el término de las perturbaciones U (…pero está presente).

|**P-131** [`Hipotesis del MLG - Rango E(XTX) - 2`]⟩ En el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, donde $\mathbf{X} = \left[X_1, \ldots, X_k\right]$, la hipótesis $rango(\operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})) = k$, junto a las hipótesis $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ y $\operatorname{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$ implican que:

■ El vector $\boldsymbol{\beta}$ está identificado.
B Y es comb. lineal de los regresores.
C Las perturbaciones son homocedásticas.
D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Los supuestos $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ y $\operatorname{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$ implican que $\operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})\boldsymbol{\beta} = \operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal Y)$; si $rango(\operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})) = k$, enonces la matriz es invertible y por tanto $\boldsymbol{\beta} = \Big(\operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})\Big)^{-1}\operatorname{E}(\mathbf{X}^\intercal Y)$, es decir, el vector $\boldsymbol{\beta}$ es único.

|**P-132** `[Hipotesis del MLG - Rango E(XTX) - 3]`⟩ En el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, donde $\mathbf{X} = [X_1, \ldots, X_k]$, la hipótesis $rango(\mathrm{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})) = k$, junto a las hipótesis $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ y $\mathrm{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$ implican que:

■ El vector $\boldsymbol{\beta}$ es único.

[B] Y es comb. lineal de los regresores.

[C] $\mathrm{E}(\boldsymbol{U}\boldsymbol{U}^\intercal \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-133** `[Hipotesis del MLG - Rango E(XTX) - 4]`⟩ En el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, donde $\mathbf{X} = [X_1, \ldots, X_k]$, la hipótesis $rango(\mathrm{E}(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})) = k$, junto a las hipótesis $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ y $\mathrm{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$ implican que:

[A] $\mathrm{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$.

[B] Y es comb. lineal de los regresores.

[C] $\mathrm{E}(\boldsymbol{U}\boldsymbol{U}^\intercal \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-134** `[Hipotesis del MLG - Estimable por MCO si es lineal en beta - 1]`⟩ Considere las siguientes afirmaciones e indique más abajo la opción correcta:

1. Aunque $Y = \beta_1 + \beta_2/X + U$ NO es lineal con respecto a X, los parámetros β_1 y β_2 pueden estimarse por MCO.
2. Aunque el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2^2 \cdot X + U$ es lineal con respecto a X, el parámetro β_1 NO puede estimarse por MCO.
3. El modelo $Y = \beta_1 + \beta_2 \cdot X + \beta_3 \cdot X^2 + U$ es lineal respecto a β_1, β_2 y β_3, y dichos parámetros pueden estimarse por MCO.
4. Los parámetros β_i del modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X^{\beta_3} + U$ NO pueden estimarse por MCO.

■ Las cuatro son CORRECTAS.

[B] Sólo son incorrectas las afirmaciones 1 y 3.

[C] Sólo son incorrectas las afirmaciones 2 y 4.

[D] Las cuatro afirmaciones son FALSAS.

Explicación: Si X es un regresor y $\boldsymbol{\beta}$ un vector con los parámetros, y $f(\cdot)$, $g(\cdot)$ y $h(\cdot)$ son tres funciones cualesquiera. El modelo es lineal en los parámetros si es de la forma

$$Y = \beta_1 \cdot f(X) + \beta_2 \cdot g(X) + \beta_3 \cdot h(X) + U;$$

(nótese que parte del modelo es una suma ponderada de los parámetros donde las ponderaciones son $f(X)$, $g(X)$ y $h(X)$).
El modelo es lineal en los regresores si es de la forma:

$$Y = f(\boldsymbol{\beta}) \cdot 1 + g(\boldsymbol{\beta}) \cdot X_2 + h(\boldsymbol{\beta}) \cdot X_3 + U;$$

(nótese que parte del modelo es una suma ponderada de los regresores donde las ponderaciones son $f(\boldsymbol{\beta})$, $g(\boldsymbol{\beta})$ y $h(\boldsymbol{\beta})$).

En alguno de los modelos el tercer regresor (el correspondiente a β_3) es el cuadrado del segundo regresor.

Un modelo se puede estimar por MCO solo si es *lineal en los parámetros*

|**P-135** `[Hipotesis del MLG - Estimable por MCO si es lineal en beta - 2]`⟩ Considere las siguientes afirmaciones e indique más abajo la opción correcta:

1. Aunque el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X + U$ es lineal con respecto a X, los parámetros β_1 y β_2 NO pueden estimarse por MCO.
2. Aunque el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2^2 \cdot X + U$ es lineal con respecto a X, el parámetro β_1 NO puede estimarse por MCO.
3. $Y = \beta_1 + \beta_2 \cdot X + \beta_3 \cdot X^2 + U$ NO es lineal respecto a β_1, β_2 y β_3, que por tanto, NO pueden estimarse por MCO.
4. Los parámetros β_i del modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X^{\beta_3} + U$ NO pueden estimarse por MCO.

[A] Las cuatro son CORRECTAS.
■ Sólo son incorrectas las afirmaciones 1 y 3.
[C] Sólo son incorrectas las afirmaciones 2 y 4.
[D] Las cuatro afirmaciones son FALSAS.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-136** `[Hipotesis del MLG - Estimable por MCO si es lineal en beta - 3]`⟩ Considere las siguientes afirmaciones e indique más abajo la opción correcta:

1. Aunque $Y = \beta_1 + \beta_2/X + U$ NO es lineal con respecto a X, los parámetros β_1 y β_2 pueden estimarse por MCO.
2. Aunque el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2^2 \cdot X + U_n$ NO es lineal con respecto a X, el parámetro β_1 puede estimarse por MCO.
3. $Y = \beta_1 + \beta_2 \cdot X + \beta_3 \cdot X^2 + U$ es lineal con respecto a β_1, β_2 y β_3, y dichos parámetros pueden estimarse por MCO.
4. Los parámetros β_i del modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X^{\beta_3} + U$ pueden estimarse por MCO.

[A] Las cuatro son CORRECTAS.
[B] Sólo son incorrectas las afirmaciones 1 y 3.
■ Sólo son incorrectas las afirmaciones 2 y 4.
[D] Las cuatro afirmaciones son FALSAS.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-137** `[Hipotesis del MLG - Estimable por MCO si es lineal en beta - 4]`⟩ Considere las siguientes afirmaciones e indique más abajo la opción correcta:

1. Aunque el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X + U$ es lineal con respecto a X , los parámetros β_1 y β_2 NO pueden estimarse por MCO.
2. Aunque el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2^2 \cdot X + U_n$ NO es lineal con respecto a X, el parámetro β_1 puede estimarse por MCO.
3. $Y = \beta_1 + \beta_2 \cdot X + \beta_3 \cdot X^2 + U$ NO es lineal respecto a β_1, β_2 y β_3, que por tanto, NO pueden estimarse por MCO.
4. Los parámetros β_i del modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X^{\beta_3} + U$ pueden estimarse por MCO.

[A] Las cuatro son CORRECTAS.
[B] Sólo son incorrectas las afirmaciones 1 y 3.
[C] Sólo son incorrectas las afirmaciones 2 y 4.
■ Las cuatro afirmaciones son FALSAS.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-138** [`Hipotesis del MLG - Estimable por MCO si es lineal en beta - 5`]⟩ Considere las siguientes afirmaciones e indique más abajo la opción correcta:

1. Aunque $Y = \beta_1 + \beta_2/X + U$ es lineal con respecto a X, los parámetros β_1 y β_2 NO pueden estimarse por MCO.
2. Como $Y = \beta_1 + \beta_2^2 \cdot X + U_n$ es lineal con respecto a X, el parámetro β_2 puede estimarse por MCO.
3. Como $Y = \beta_1 + \beta_2 \cdot X + \beta_3 \cdot X^2 + U$ NO es lineal respecto a X, los parámetros β_i NO pueden estimarse por MCO.
4. Los parámetros en el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X^{\beta_3} + U$ NO pueden estimarse por MCO.

[A] Las cuatro son CORRECTAS.
[B] Sólo es correcta la afirmación 2.
■ Sólo es correcta la afirmación 4.
[D] Las cuatro afirmaciones son FALSAS.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-139** [`Hipotesis del MLG - Estimable por MCO si es lineal en beta - 6`]⟩ Considere las siguientes afirmaciones e indique más abajo la opción correcta:

1. Aunque el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X + U$ es lineal con respecto a X, los parámetros β_1 y β_2 NO pueden estimarse por MCO.
2. Aunque el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2^2 \cdot X + U_n$ es lineal con respecto a X, el parámetro β_1 NO puede estimarse por MCO.
3. $Y = \beta_1 + \beta_2 \cdot X + \beta_3 \cdot X^2 + U$ NO es lineal respecto a β_1, β_2 y β_3, que por tanto, NO pueden estimarse por MCO.
4. Los parámetros β_i del modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X^{\beta_3} + U$ pueden estimarse por MCO.

[A] Las cuatro son CORRECTAS.
[B] Sólo es correcta la afirmación 4.
■ Sólo es correcta la afirmación 2.
[D] Las cuatro afirmaciones son FALSAS.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-140** [`Hipotesis del MLG - Estimable por MCO si es lineal en beta - 7`]⟩ Considere las siguientes afirmaciones e indique más abajo la opción correcta:

1. Aunque $Y = \beta_1 + \beta_2/X + U$ NO es lineal respecto a X, los parámetros β_1 y β_2 pueden estimarse por MCO.
2. Aunque el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2^2 \cdot X + U_n$ NO es lineal con respecto a X, el parámetro β_1 puede estimarse por MCO.
3. $Y = \beta_1 + \beta_2 \cdot X + \beta_3 \cdot X^2 + U$ NO es lineal respecto a β_1, β_2 y β_3, que por tanto, NO pueden estimarse por MCO.
4. Los parámetros β_i del modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X^{\beta_3} + U$ pueden estimarse por MCO.

[A] Las cuatro son CORRECTAS.
[B] Sólo es correcta la afirmación 3.
■ Sólo es correcta la afirmación 1.
[D] Las cuatro afirmaciones son FALSAS.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-141** `[Hipotesis del MLG - Estimable por MCO si es lineal en beta - 8]`⟩ Considere las siguientes afirmaciones e indique más abajo la opción correcta:

1. Aunque el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X + U$ es lineal con respecto a X, los parámetros β_1 y β_2 NO pueden estimarse por MCO.
2. Aunque el modelo $Y = \beta_1 + \beta_2^2 \cdot X + U$ NO es lineal con respecto a X, el parámetro β_1 puede estimarse por MCO.
3. $Y = \beta_1 + \beta_2 \cdot X + \beta_3 \cdot X^2 + U$ es lineal respecto a β_1, β_2 y β_3, que pueden estimarse por MCO.
4. Los parámetros β_i del modelo $Y = \beta_1 + \beta_2/X^{\beta_3} + U$ pueden estimarse por MCO.

[A] Las cuatro son CORRECTAS.
[B] Sólo es correcta la afirmación 1.
■ Sólo es correcta la afirmación 3.
[D] Las cuatro afirmaciones son FALSAS.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-142** `[Y=B+U - B es media aritmetica de Y - 1]`⟩ Si el modelo $Y = \beta + U$ cumple los supuestos clásicos, la estimación MCO de β:

■ Es la media aritmética de los valores observados $y_1, \ldots, y_N$ de la variable dependiente.
[B] Es insesgada porque es igual a la media muestral de los residuos MCO.
[C] Es siempre igual a la esperanza poblacional de las variables aleatorias $Y_1, \ldots, Y_N$.
[D] No tiene una expresión analítica conocida.

Explicación: Es un modelo en el que el único regresor es un vector de unos (término constante), por tanto las ecuaciones normales se reducen a

$$\left(\mathbf{1}^\intercal\mathbf{1}\right)\widehat{\beta} = \mathbf{1}^\intercal\boldsymbol{y} \quad \Rightarrow \quad N \cdot \widehat{\beta} = \sum_{n=1}^{N} y_n \quad \Rightarrow \quad \widehat{\beta} = \overline{y}.$$

Puesto que el modelo tiene un vector de unos como regresor, y se estima por MCO, necesariamente los residuos son ortogonales a $\mathbf{1}$, es decir $\mathbf{1}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = \sum_{n=1}^{N}\widehat{e_n} = 0$. Por tanto la media de los residuos es cero, que no tiene por qué coincidir con $\overline{y}$ (que es el valor de $\widehat{\beta}$).
La media muestral $\overline{y}$ depende de cada muestra particular, y por tanto suele no coincidir con el valor esperado de Y (valor que, además, es generalmente desconocido).

|**P-143** `[Y=B+U - B es media aritmetica de Y - 2]`⟩ Si el modelo $Y = \beta + U$ cumple los supuestos clásicos, la estimación MCO de β:

[A] Es siempre mayor que cero.
[B] Es siempre menor que uno.
[C] Es siempre un valor entre cero y uno.
■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Por ser un modelo en el que el único regresor es $\mathbf{1}$, la estimción MCO resulta ser $\widehat{\beta} = \overline{y}$; y la media muestral $\overline{y}$ tomará un valor mayor, igual o menor que cero dependiendo de cada muestra particular.

|**P-144** `[Y=B+U - B es media aritmetica de Y - 3]`⟩ Si el modelo $Y = \beta + U$ cumple los supuestos clásicos, la estimación MCO de β:

■ Es siempre cero si $\boldsymbol{y}$ tiene media cero.
[B] Es siempre menor que uno.
[C] Es siempre un valor entre cero y uno.
[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-145** `[Y=B+U - B es media aritmetica de Y - 4]`⟩ Si el modelo $Y = \beta + U$ cumple los supuestos clásicos, la estimación MCO de β:

- [A] Es la media aritmética de los residuos $\widehat{\boldsymbol{e}}$ del ajuste MCO.
- [B] Es mayor que cero si $\boldsymbol{y}$ tiene media cero.
- [C] Es igual al coeficiente de determinacion R2 pues ambos son cero.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Por ser un modelo en el que el único regresor es $\mathbf{1}$, la estimción MCO resulta ser $\widehat{\beta} = \overline{y}$; y por tanto $\widehat{\boldsymbol{y}} = \widehat{\beta} \cdot \mathbf{1} = \overline{\boldsymbol{y}}$. Así pues, $SEC = (\widehat{\boldsymbol{y}} - \overline{\boldsymbol{y}})^\intercal (\widehat{\boldsymbol{y}} - \overline{\boldsymbol{y}}) = \mathbf{0}^\intercal \mathbf{0} = 0$. Además, por ser un modelo con término constante, $R^2 = 1 - \frac{SRC}{STC} = \frac{SEC}{STC} = 0$. Así que necesariamente $SRC = STC$.

|**P-146** `[Momentos estimadores MCO - Esperanza del estimador de B en Y=B+U - 1]`⟩ En el modelo $Y = \beta + U$, si se cumplen las hipótesis clásicas del MLG, el estimador MCO $\widehat{\beta}$:

- ■ Tiene esperanza igual a la esperanza de Y.
- [B] Es insesgado porque es igual a la media muestral de los residuos MCO.
- [C] Es siempre menor o igual a uno por haber término constante.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: El estimador MCO de β es

$$\widehat{\beta} = ([\mathbf{1}]^\intercal [\mathbf{1}])^{-1} \mathbf{1}^\intercal \boldsymbol{Y} = (\mathbf{1}^\intercal \mathbf{1})^{-1} \mathbf{1}^\intercal (\beta \cdot \mathbf{1} + \boldsymbol{U}) = \beta + (\mathbf{1}^\intercal \mathbf{1})^{-1} \mathbf{1}^\intercal \boldsymbol{U}.$$

Tomando esperanzas (y recordando que $\operatorname{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$), tenemos que $\operatorname{E}\left(\widehat{\beta} \;\middle|\; \mathbf{X}\right) = \beta$. Por otra parte, la esperanza de Y es $\operatorname{E}(Y \mid \mathbf{X}) = \operatorname{E}(\beta + U \mid \mathbf{X}) = \beta + \operatorname{E}(U \mid \mathbf{X}) = \beta$.
Por tanto Y y $\widehat{\beta}$ tienen el mismo valor esperado.

|**P-147** `[Momentos estimadores MCO - Esperanza del estimador de B en Y=B+U - 2]`⟩ En el modelo $Y = \beta + U$, si se cumplen las hipótesis clásicas del MLG, el estimador MCO $\widehat{\beta}$:

- [A] Tiene esperanza igual a la varianza de Y.
- ■ Es es igual al estimador de la media muestral de Y.
- [C] Es siempre menor o igual a uno por haber término constante.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
El estimador MCO de β es

$$\widehat{\beta} = (\mathbf{1}^\intercal \mathbf{1})^{-1} \mathbf{1}^\intercal \boldsymbol{Y} = (N)^{-1} \sum Y_n = \frac{\sum Y_n}{N}.$$

que es el estimador de la media muestral de Y.

|**P-148** `[Momentos estimadores MCO - Esperanza del estimador de B en Y=B+U - 3]`⟩ En el modelo $Y = \beta + U$, si se cumplen las hipótesis clásicas del MLG, el estimador MCO $\widehat{\beta}$:

- [A] Tiene esperanza igual a la varianza de Y dividida por el tamaño muestral.
- [B] Es insesgado porque es igual a la media muestral de los residuos MCO.
- [C] Es sesgado por haber término constante.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-149** [`Momentos estimadores MCO - Varianza del estimador de B en Y=B+U - 4`]⟩ En el modelo $Y = \beta + U$, si se cumplen las hipótesis clásicas del MLG, el estimador MCO $\widehat{\beta}$:

[A] Tiene esperanza igual a la varianza de Y.

[B] Es sesgado por haber término constante.

■ Tiene varianza igual a la varianza de U dividida por el tamaño muestral.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Bajo las hipótesis clásicas del MLG, el estimador MCO $\widehat{\beta}$ tiene varianza

$$\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta}\;\middle|\;\mathbf{1}\right) = \sigma^2(\mathbf{1}^\intercal\mathbf{1})^{-1} = \frac{\sigma^2}{N} \quad \text{(puesto que en este modelo la matriz de regresores es } \mathbf{X} = \mathbf{1}\text{)}.$$

|**P-150** [`Momentos estimadores MCO - Varianza del estimador de B en Y=B+U - 5`]⟩ En el modelo $Y = \beta + U$, si se cumplen las hipótesis clásicas del MLG, el estimador MCO $\widehat{\beta}$:

[A] Tiene esperanza igual a la varianza de U dividida por el tamaño muestral.

[B] Es sesgado por haber término constante.

■ Tiene varianza igual a la varianza de Y dividida por el tamaño muestral.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Bajo las hipótesis clásicas del MLG, la varianza de Y es $\mathrm{Var}(Y \mid \mathbf{1}) = \mathrm{Var}(\beta + U \mid \mathbf{1}) = \sigma^2$.

|**P-151** [`Momentos estimadores MCO - Significado de insesgadez - 1`]⟩ Bajo todas las hipótesis clásicas que conforman el modelo lineal general, la insesgadez del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ significa que:

■ La esperanza del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ es igual a $\boldsymbol{\beta}$.

[B] El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ es igual a $\boldsymbol{\beta}$.

[C] La esperanza del vector $\boldsymbol{\beta}$ es igual al estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$.

[D] *La insesgadez implica las tres afirmaciones anteriores simultáneamente.*

Explicación: El estimador, $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$, es un vector de variables aleatorias, y su esperanza, $\mathrm{E}\left(\widehat{\boldsymbol{\beta}}\;\middle|\;\mathbf{X}\right)$, es un vector constante de números reales (generalmente desconocido).
En particular el estimador MCO es la siguiente transformacion de variables aleatorias (y por tanto aleatorio en si):

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{Y}$$

y su valor esperado es el vector $\boxed{\mathrm{E}\left(\widehat{\boldsymbol{\beta}}\;\middle|\;\mathbf{X}\right) = \boldsymbol{\beta}}$ (que es un vector fijo de números reales).
Como $\boldsymbol{\beta}$ es un vector constante de números reales, la esperanza del vector constante coincide con el vector, $\mathrm{E}(\boldsymbol{\beta}) = \boldsymbol{\beta}$.

|**P-152** [`Momentos estimadores MCO - Significado de insesgadez - 2`]⟩ Bajo todas las hipótesis clásicas que conforman el modelo lineal general, la insesgadez del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ significa que:

■ La esperanza del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ es igual a $\boldsymbol{\beta}$.

[B] La varianza del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ es igual a la varianza de $\boldsymbol{\beta}$.

[C] El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ es igual a $\boldsymbol{\beta}$.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Como $\boldsymbol{\beta}$ es un vector fijo de números reales, su matriz de varianzas es la matriz cero: $\mathbf{0}$.
Sin embargo la matriz de varianzas del estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es la matriz $\sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$.

|**P-153** [`Momentos estimadores MCO - Significado de insesgadez - 3`]⟩ Bajo todas las hipótesis clásicas que conforman el modelo lineal general, la insesgadez del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ significa que:

- A La varianza del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ es igual a la varianza de $\boldsymbol{\beta}$.
- B El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ es igual a $\boldsymbol{\beta}$.
- C La esperanza del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ es siempre un vector de números conocidos.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-154** [`Momentos estimadores MCO - Significado de insesgadez - 4`]⟩ Bajo todas las hipótesis clásicas que conforman el modelo lineal general, la insesgadez del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ significa que:

- A El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ es igual a $\boldsymbol{\beta}$.
- B La esperanza del vector $\boldsymbol{\beta}$ es igual al estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$.
- C La esperanza del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ es siempre un vector de números conocidos.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-155** [`Momentos estimadores MCO - Implicacion hipotesis var U = sigma2 I - 1`]⟩ En el contexto del MLG, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, indique qué consecuencia implica la hipótesis clásica: $\operatorname{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$:

- ■ La varianza del estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es $\sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$.
- B El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es $(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{Y}$.
- C $\mathbf{X}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = \mathbf{0}$, donde $\widehat{\boldsymbol{e}}$ son los residuos MCO.
- D El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es insesgado.

Explicación: El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ está definido si las columnas de $\mathbf{X}$ son linealmente independientes. En tal caso $\widehat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{Y} = (\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}) = \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{U} = \boldsymbol{\beta} + \mathbf{A}\boldsymbol{U}$ donde $\mathbf{A} = (\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal$ (y por tanto $\mathbf{A}\mathbf{A}^\intercal = (\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$), su varianza es (el recuadro marca el uso de la hipótesis):

$$\operatorname{Var}\left(\widehat{\boldsymbol{\beta}} \,\middle|\, \mathbf{X}\right) = \operatorname{Var}(\boldsymbol{\beta} + \mathbf{A}\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \operatorname{Var}(\mathbf{A}\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X})$$
$$= \mathbf{A}\operatorname{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X})\,\mathbf{A}^\intercal = \mathbf{A}\boxed{\sigma^2\mathbf{I}}\mathbf{A}^\intercal = \sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$$

Estimar por MCO significa minimizar el vector de errores del ajuste, es decir, exigir que $\mathbf{X}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = \mathbf{0}$ (es lo que significa MCO independientemente de los supuestos).
Para que el estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ sea insesgado basta que $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ y que además $\operatorname{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$.

|**P-156** [`Momentos estimadores MCO - Implicacion hipotesis var U =sigma2 I - 2`]⟩ En el contexto del MLG, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, indique qué propiedad requiere la hipótesis clásica de que la matriz de varianzas del vector de perturbaciones $\operatorname{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$:

- A El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es $(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{Y}$.
- B $\mathbf{X}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = \mathbf{0}$, donde $\widehat{\boldsymbol{e}}$ son los residuos MCO.
- C El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es insesgado.
- ■ *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-157** [`Momentos estimadores MCO - Implicacion hipotesis var U =sigma2 I - 3`]⟩ En el contexto del MLG, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, indique qué propiedad requiere la hipótesis clásica de que la matriz de varianzas del vector de perturbaciones $\operatorname{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$:

■ La varianza del estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es $\sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$.
[B] $\mathbf{X}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = \mathbf{0}$, donde $\widehat{\boldsymbol{e}}$ son los residuos MCO.
[C] El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es insesgado.
[D] *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-158** [`Momentos estimadores MCO - Implicacion hipotesis E(U|X) = 0 - 1`]⟩ En el contexto del MLG, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, indique qué consecuencia implica la hipótesis clásica sobre la esperanza condicional del vector de perturbaciones: $\operatorname{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$.

[A] La varianza del estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es $\sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$.
[B] El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es igual a $(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{Y}$.
[C] $\mathbf{X}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = \mathbf{0}$, donde $\widehat{\boldsymbol{e}}$ son los residuos MCO.
■ El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es insesgado.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Puesto que $\widehat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{Y} = (\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}) = \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{U} = \boldsymbol{\beta} + \mathbf{A}\boldsymbol{U}$ donde $\mathbf{A} = (\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal$.

$$\operatorname{E}\left(\widehat{\boldsymbol{\beta}} \,\middle|\, \mathbf{X}\right) = \operatorname{E}(\boldsymbol{\beta} + \mathbf{A}\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \boldsymbol{\beta} + \mathbf{A} \cdot \operatorname{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \boldsymbol{\beta}.$$

|**P-159** [`Momentos estimadores MCO - Implicacion hipotesis E(U|X) = 0 - 2`]⟩ En el contexto del MLG, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, indique qué consecuencia implica la hipótesis clásica sobre la esperanza condicional del vector de perturbaciones: $\operatorname{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$.

[A] La varianza del estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es $\sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$.
[B] El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es $(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{Y}$.
[C] $\mathbf{X}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = \mathbf{0}$, donde $\widehat{\boldsymbol{e}}$ son los residuos MCO.
■ *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-160** [`Necesidad de los supuestos - Residuos MCO perpendiculares a X - 1`]⟩ En el contexto del MLG, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, indique qué afirmación respecto al estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es cierta incluso cuando NO se cumplen los supuestos clásicos, $\operatorname{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$ y $\operatorname{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$:

[A] Su matriz de varianzas es $\sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$.
■ $\mathbf{X}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}} = \mathbf{0}$, donde $\widehat{\boldsymbol{e}}$ son los residuos MCO.
[C] Es insesgado.
[D] *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-161** [`Necesidad de los supuestos - 2`]⟩ En el contexto del MLG, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, indique qué afirmación respecto al estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es cierta incluso cuando NO se cumplen los supuestos clásicos, $\operatorname{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$ y $\operatorname{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$:

[A] Su matriz de varianzas es $\sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$.
[B] Es insesgado.
[C] Es eficiente.
■ *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-162** [`Necesidad de los supuestos - Expresion del estimador MCO - 3`]⟩ En el contexto del MLG, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, indique qué afirmación respecto al estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es cierta incluso cuando NO se cumplen los supuestos clásicos, $\mathrm{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$ y $\mathrm{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$:

- [A] Es insesgado.
- [■] Es $(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{Y}$.
- [C] Es eficiente.
- [D] *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-163** [`Momentos estimadores MCO - Modelo Lineal Simple - 1`]⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ es el estimador MCO de la pendiente β_2, indique qué afirmación es FALSA:

- [■] $\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \beta_2^2$.
- [B] $\widehat{\beta_2}$ es un estimador consistente.
- [C] $\mathrm{E}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \beta_2$.
- [D] De entre los estimadores lineales e insesgados $\widehat{\beta_2}$ es un estimador eficiente.

Explicación: Bajo los siguientes supuestos: modelo lineal en los parámetros: $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, regresores exógenos: $\mathrm{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$ y perturbaciones esféricas: $\mathrm{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$; el estimador MCO posee las siguientes propiedades

- Es insesgado: $\mathrm{E}\left(\widehat{\boldsymbol{\beta}}\right) = \boldsymbol{\beta}$
- Posee la mínima varianza de entre todos los estimadores lineales e insesgados (en este caso particular, $\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \frac{\sigma^2}{N s_{\boldsymbol{x}}^2}$, donde N es el tamaño muestral). Un estimador se dice *eficiente* si su varianza es mínima.
- Es consistente, es decir, además de ser insesgado, su varianza tiende a cero cuando N tiende a infinito.

Si además las perturbaciones tienen distribución normal, la varianza del estimador MCO alcanza la cota mínima de Cramer-Rao (y por tanto es el estimador de mínima varianza de entre todos los estimadores insesgados (incluidos los no lineales)).

|**P-164** [`Momentos estimadores MCO - Modelo Lineal Simple - 2`]⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ es el estimador MCO de la pendiente β_2, indique qué afirmación es FALSA:

- [A] $\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \frac{\sigma^2}{N s_{\boldsymbol{x}}^2}$, ($N$ es tamaño muestral)
- [■] $\widehat{\beta_2}$ NO es un estimador consistente.
- [C] $\mathrm{E}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \beta_2$.
- [D] De entre los estimadores lineales e insesgados $\widehat{\beta_2}$ es un estimador eficiente.

|**P-165** [`Momentos estimadores MCO - Modelo Lineal Simple - 3`]⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ es el estimador MCO de la pendiente β_2, indique qué afirmación es FALSA:

- [A] $\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \frac{\sigma^2}{N s_{\boldsymbol{x}}^2}$, ($N$ es tamaño muestral)
- [B] $\widehat{\beta_2}$ es un estimador consistente.
- [■] $\mathrm{E}\left(\widehat{\beta_2}\right) =$ media muestral de $\boldsymbol{x}$.
- [D] De entre los estimadores lineales e insesgados $\widehat{\beta_2}$ es un estimador eficiente.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-166** [`Momentos estimadores MCO - Modelo Lineal Simple - 4`]⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1+\beta_2 x_n+U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ es el estimador MCO de la pendiente β_2, indique qué afirmación es FALSA:

- [A] $\operatorname{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \frac{\sigma^2}{N s_{\boldsymbol{x}}^2}$, ($N$ es tamaño muestral)
- [B] $\widehat{\beta_2}$ es un estimador consistente.
- [C] $\operatorname{E}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \beta_2$.
- ■ $\widehat{\beta_2}$ es lineal e insesgado pero NO es eficiente por ser $\boldsymbol{U}$ un componente aleatorio.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-167** [`Momentos estimadores MCO - Modelo Lineal Simple - 5`]⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1+\beta_2 x_n+U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ es el estimador MCO de la pendiente β_2, indique qué afirmación es FALSA:

- ■ $\operatorname{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \frac{\sigma^2 s_{\boldsymbol{x}}^2}{N}$, ($N$ es tamaño muestral)
- [B] $\widehat{\beta_2}$ es un estimador consistente.
- [C] $\operatorname{E}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \beta_2$.
- [D] De entre los estimadores lineales e insesgados $\widehat{\beta_2}$ es un estimador eficiente.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-168** [`Teorema Gauss-Markov - Implicaciones del Teorema - 1`]⟩ Bajo todas las hipótesis clásicas del modelo lineal general, el Tma. de Gauss-Markov demuestra que:

- ■ El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ tiene la varianza mínima entre todos los estimadores lineales e insesgados de $\boldsymbol{\beta}$.
- [B] El estimador $(\widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}})/N$, de la varianza de las perturbaciones es lineal e insesgado.
- [C] El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ tiene esperanza menor que cualquier otro estimador lineal e insesgado de $\boldsymbol{\beta}$.
- [D] El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es el único estimador lineal e insesgado de $\boldsymbol{\beta}$.

Explicación: El Teorema de Gauss-Makov desmuestra que, de entre todos los estimadores que son simultáneamente lineales (es decir, de la forma una matriz por vector, $\mathbf{F}\boldsymbol{Y}$) e insesgados, el estimador MCO es eficiente.
Decir que un estimador es eficiente (dentro de una familia de estimadores) significa que tiene la menor varianza (de entre todos los estimadores de dicha familia).
La demostración del Teorema de Gauss-Makov asume que $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$; y también que $\operatorname{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$, y $\operatorname{E}(\boldsymbol{U}\,\boldsymbol{U}^\intercal \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$ (estos dos implican conjuntamente que $\operatorname{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$). Además, asume que el estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ está definido, y esto solo es posible si el rango de la matriz de regresores tiene columnas linealmente independientes (el cuarto supuesto).
Sin embargo, el Teorema NO requiere de ninguna distribución especial de las perturbaciones (basta caulquiera para la que $\operatorname{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$ y $\operatorname{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2\mathbf{I}$).
En cuanto al estimador de máxima verosimilitud de la varianza de las perturbaciones, $(\widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}})/N$; nada tiene que ver con el Teorema de Gauss-Makov; y como se ve más adelante en el curso, es una forma cuadrática con un sesgo a la baja.

|**P-169** [`Teorema Gauss-Markov - Implicaciones del Teorema - 2`]⟩ El Tma. de Gauss-Markov demuestra que bajo las hipótesis clásicas que del modelo lineal general:

- ■ El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es el de menor varianza de entre todos los estimadores lineales e insesgados de $\boldsymbol{\beta}$.
- [B] El estimador de la varianza de las perturbaciones, $(\widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}})/N$, es lineal e insesgado.
- [C] El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ tiene una esperanza menor a la del resto de estimadores lineales e insesgados de $\boldsymbol{\beta}$.
- [D] *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-170** `[Teorema Gauss-Markov - Implicaciones del Teorema - 3]`⟩ El Tma. de Gauss-Markov demuestra que bajo las hipótesis clásicas que del modelo lineal general:

[A] El estimador $(\widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal \widehat{\boldsymbol{e}})/N$, de la varianza de las perturbaciones es lineal e insesgado.

[B] $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ tiene una esperanza menor que cualquier otro estimador lineal e insesgado de $\boldsymbol{\beta}$.

[C] El estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es el único estimador lineal e insesgado de $\boldsymbol{\beta}$ posible.

■ *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-171** `[Teorema Gauss-Markov - Hipotesis necesarias su demostracion - 1]`⟩ De todas las hipótesis clásicas sobre el vector de perturbaciones $\boldsymbol{U}$ en el MLG $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, indique cuál NO es necesaria para demostrar el Tma. de Gauss-Markov:

■ $\boldsymbol{U}$ sigue una distribución Normal.

[B] La esperanza de $\boldsymbol{U}$ es cero.

[C] Las perturbaciones son homoscedásticas.

[D] $\boldsymbol{U}$ no presenta autocorrelación.

|**P-172** `[Teorema Gauss-Markov - Hipotesis necesarias su demostracion - 2]`⟩ De todas las hipótesis clásicas sobre el vector de perturbaciones $\boldsymbol{U}$ en el MLG $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, indique cuál NO es necesaria para demostrar el Teorema de Gauss-Markov:

[A] La esperanza de $\boldsymbol{U}$ es cero.

[B] Las perturbaciones son homoscedásticas.

[C] $\boldsymbol{U}$ no presenta autocorrelación.

■ *Todas las anteriores son necesarias.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-173** `[Teorema Gauss-Markov - Hipotesis necesarias su demostracion - 3]`⟩ De todas las hipótesis clásicas sobre el vector de perturbaciones $\boldsymbol{U}$ en el MLG $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, indique cuál de ellas, entre las que se citan a continuación, NO es necesaria para demostrar el Teorema de Gauss-Markov:

[A] $\mathrm{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$.

[B] $\mathrm{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2 \mathbf{I}$.

■ $\boldsymbol{U} \sim \mathrm{N}\left(\mathbf{0}\,,\,\sigma^2\mathbf{I}\right)$.

[D] *Todas las anteriores son necesarias.*

|**P-174** `[Teorema Gauss-Markov - Hipotesis necesarias su demostracion - 4]`⟩ De todas las hipótesis clásicas sobre del Modelo Clásico de Regresión Lineal, indique cuál NO es necesaria para demostrar el Tma. de Gauss-Markov:

[A] $\mathrm{E}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \mathbf{0}$.

[B] $\mathrm{Var}(\boldsymbol{U} \mid \mathbf{X}) = \sigma^2 \mathbf{I}$.

[C] $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$.

■ *Todas las anteriores son necesarias.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-175** `[Teorema Gauss-Markov - Lo que dice - 1]`⟩ El Tma. de Gauss-Markov dice que bajo las hipótesis clásicas del MLG $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, el estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ tiene la varianza mínima entre:

■ los estimadores lineales e insesgados de $\boldsymbol{\beta}$.

[B] los estimadores lineales con distribución gaussiana.

[C] los estimadores insesgados y con distribución normal.

[D] todos los estimadores.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-176** `[Teorema Gauss-Markov - Lo que dice - 2]`⟩ El Tma Gauss-Markov dice que bajo las hipótesis clásicas del MLG, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, el estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$:

■ es eficiente entre todos los estimadores lineales e insesgados de $\boldsymbol{\beta}$.

[B] es el único lineal e insesgado de entre todos los estimadores lineales con distribución gaussiana.

[C] tiene la minima varianza entre los estimadores insesgados con distrib. normal.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-177** `[Contraste t de Student - Contraste unilateral (cola derecha) - 1]`⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 > 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

■ El nivel de significación marginal (p-value) para el contraste es $Pr[t(28) \geq \widehat{t}]$.

[B] El p-valor para el contraste es $2 \times \min(Pr[t(28) \leq \widehat{t}]\,, Pr[t(28) \geq \widehat{t}])$.

[C] El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = \widehat{\beta_2}/\widehat{\mathrm{Dt}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.

[D] El p-valor (nivel de significación marginal) para el contraste es $1 - Pr[t(28) \geq \widehat{t}]$.

Explicación: El p-valor (o nivel de significación marginal) es la probabilidad (bajo H_0) de obtener con el stadístico un resultado (igual o) "más extremo" que el observado.
El significado de "más extremo" depende de H_1

- p-valor $= P_{H_0}\left(\mathcal{T} > \widehat{t}\right)$ (cola derecha) (ó $1 - P_{H_0}\left(\mathcal{T} \leq \widehat{t}\right)$)
- p-valor $= P_{H_0}\left(\mathcal{T} < \widehat{t}\right)$ (cola izquierda) (ó $1 - P_{H_0}\left(\mathcal{T} \geq \widehat{t}\right)$)
- p-valor $= 2 \times \min\left\{P_{H_0}\left(\mathcal{T} > \widehat{t}\right),\ P_{H_0}\left(\mathcal{T} > \widehat{t}\right)\right\}$ (bilateral)

donde $\mathcal{T} = \frac{\widehat{\beta_2}-1}{\widehat{\mathrm{Dt}}(\widehat{\beta_2})}$ (el estadístico) es una variable aleatoria con distribución t-student con 28 grados de libertad (por haber una muestra de 30 datos y dos betas a estimados).
En este caso, como la hipótesis alternativa es $H_1 : \beta_2 > 1$ se trata de un contraste de cola derecha.
Regla de decisión: Si el nivel de significación es menor que el p-valor NO se rechaza H_0 y si el p-valor es menor que el nivel de significación se rechaza H_0.

|**P-178** `[Contraste t de Student - Contraste unilateral (cola derecha) - 2]`⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 > 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

■ El nivel de significación marginal (p-value) para el contraste es $1 - Pr[t(28) \leq \widehat{t}]$.

[B] El p-valor para el contraste es $2 \times \min(Pr[t(28) \leq \widehat{t}]\,, Pr[t(28) \geq \widehat{t}])$.

[C] El p-valor para el contraste es $Pr[t(28) \leq \widehat{t}]$.

[D] *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-179** `[Contraste t de Student - Contraste unilateral (cola derecha) - 3]`⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 > 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

[A] El nivel de significación marginal (p-value) para el contraste es $1 - Pr[t(28) \geq \widehat{t}]$.

■ El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = (\widehat{\beta_2} - 1)/\widehat{\mathrm{Dt}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.

[C] El p-valor para el contraste es $Pr[t(28) \leq \widehat{t}]$.

[D] *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-180** `[Contraste t de Student - Contraste unilateral (cola derecha) - 4]`⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 > 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

[A] El nivel de significación marginal (p-value) para el contraste es $1 - Pr[t(28) \geq \widehat{t}]$.

[B] El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = \widehat{\beta_2}/\widehat{\mathrm{Dt}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.

[C] El p-valor para el contraste es $Pr[t(28) \leq \widehat{t}]$.

■ *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-181** `[Contraste t de Student - Contraste unilateral (cola izquierda) - 1]`⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 < 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

[A] El nivel de significación marginal (p-value) para el contraste es $Pr[t(28) \geq \widehat{t}]$.

[B] El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = (\widehat{\beta_2} - 1) \times \widehat{\mathrm{Dt}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.

[C] El p-valor para el contraste es $2 \times \min(Pr[t(28) \leq \widehat{t}]\,,\, Pr[t(28) \geq \widehat{t}])$.

■ El p-valor para el contraste es $1 - Pr[t(28) \geq \widehat{t}]$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
En este caso, como la hipótesis alternativa es $H_1 : \beta_2 < 1$ se trata de un contraste de cola izquierda.

|**P-182** `[Contraste t de Student - Contraste unilateral (cola izquierda) - 2]`⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 < 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

[A] El nivel de significación marginal (p-value) para el contraste es $1 - Pr[t(28) \leq \widehat{t}]$.

[B] El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = (\widehat{\beta_2} - 1)/\widehat{\mathrm{Var}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.

[C] El p-valor para el contraste es $Pr[t(28) > \widehat{t}]$.

■ *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-183** [`Contraste t de Student - Contraste unilateral (cola izquierda) - 3`]⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas, y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 < 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

- A: El nivel de significación marginal (p-value) para el contraste es $1 - Pr[t(28) \leq \widehat{t}]$.
- B: El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = (\widehat{\beta_2} - 1) \times \widehat{\mathrm{Dt}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.
- C: El p-valor para el contraste es $2 \times \min(Pr[t(28) \leq \widehat{t}]\,, Pr[t(28) \geq \widehat{t}])$.
- ■: El p-valor para el contraste es $Pr[t(28) < \widehat{t}]$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-184** [`Contraste t de Student - Contraste unilateral (cola izquierda) - 4`]⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 < 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

- A: El nivel de significación marginal (p-value) para el contraste es $1 - Pr[t(28) \leq \widehat{t}]$.
- ■: El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = (\widehat{\beta_2} - 1) / \widehat{\mathrm{Dt}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.
- C: El p-valor para el contraste es $Pr[t(28) > \widehat{t}]$.
- D: *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-185** [`Contraste t de Student - Contraste unilateral (bilateral) - 1`]⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 \neq 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

- A: El nivel de significación marginal (p-value) para el contraste es $Pr[t(28) \geq \widehat{t}]$.
- B: El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = (\widehat{\beta_2} - 1) \times \widehat{\mathrm{Dt}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.
- C: El p-valor para el contraste es $1 - Pr[t(28) \geq \widehat{t}]$.
- ■: El p-valor para el contraste es $2 \times \min(Pr[t(28) \leq \widehat{t}]\,, Pr[t(28) \geq \widehat{t}])$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
En este caso, como la hipótesis alternativa es $H_1 : \beta_2 \neq 1$ se trata de un contraste bilateral.

|**P-186** [`Contraste t de Student - Contraste unilateral (bilateral) - 2`]⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 \neq 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

- A: El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = (\widehat{\beta_2} - 1) / \widehat{\mathrm{Var}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.
- B: El p-valor para el contraste es $1 - Pr[t(28) \geq \widehat{t}]$.
- C: El p-valor para el contraste es $2 \times (Pr[t(28) \geq \widehat{t}])$.
- ■: *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-187** [`Contraste t de Student - Contraste unilateral (bilateral) - 3`]⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 \neq 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

- [A] El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = (\widehat{\beta_2} - 1)/\widehat{\mathrm{Var}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.
- ■ El p-valor para el contraste es $2 \times \min(Pr[t(28) \leq \widehat{t}]\,,\, Pr[t(28) \geq \widehat{t}])$.
- [C] El p-valor para el contraste es $2 \times \max(Pr[t(28) \leq \widehat{t}]\,,\, Pr[t(28) \geq \widehat{t}])$.
- [D] *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-188** [`Contraste t de Student - Contraste unilateral (bilateral) - 4`]⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{t}$ es el valor calculado del estadístico t, para el contraste de $H_0 : \beta_2 = 1$ frente a $H_1 : \beta_2 \neq 1$, con una muestra de tamaño $N = 30$; indique qué afirmación es CIERTA:

- [A] El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = \widehat{\beta_2} \times \widehat{\mathrm{Dt}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.
- [B] El valor calculado del estadístico t es $\widehat{t} = (\widehat{\beta_2} - 1)/\widehat{\mathrm{Var}}\left(\widehat{\beta_2}\right)$.
- [C] El p-valor para el contraste es $2 \times \max(Pr[t(28) \leq \widehat{t}]\,,\, Pr[t(28) \geq \widehat{t}])$.
- ■ *Ninguna de las anteriores.*

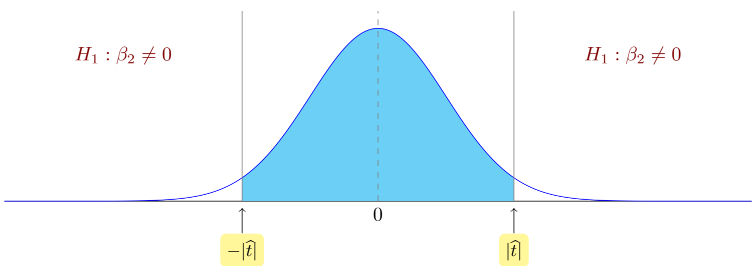
Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-189** [`Contraste t de Student - Toma de decision contraste dos colas**`]⟩
Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 \neq 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t}$ y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}9909$, entonces:

- [A] H_0 no puede rechazarse ni al 5% ni al 10%.
- [B] H_0 debe rechazarse al 10% pero no al 5%.
- ■ H_0 se rechaza tanto al 10% como al 5%.
- [D] H_0 debe rechazarse al 5% pero no al 10%.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores para el p-valor.

Distribución t con $(N-k)$ grados de libertad



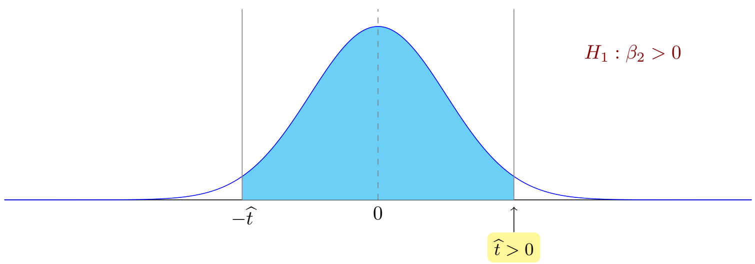
Si $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}9909$, entonces la probabilidad fuera de dicho intervalo es $1 - 0{,}9909 = 0{,}0091$.
Dado que el contraste es bilateral, dicha probabilidad es el p-valor del contraste: p-valor $= 0{,}0091$.
Regla de decisión: Si el nivel de significación es menor que el p-valor NO se rechaza H_0 y si el p-valor es menor que el nivel de significación se rechaza H_0.

|**P-190** [`Contraste t de Student - Toma de decision contraste de cola derecha** - 1`]⟩
Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 > 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t} > 0$, y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}9539$, entonces:

- [A] H_0 no puede rechazarse ni al 5% ni al 10%.
- ■ H_0 se rechaza tanto al 10% como al 5%.
- [B] H_0 debe rechazarse al 10% pero no al 5%.
- [D] H_0 debe rechazarse al 5% pero no al 10%.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores para el p-valor y reglas de decisión.

Distribución t con $(N-k)$ grados de libertad



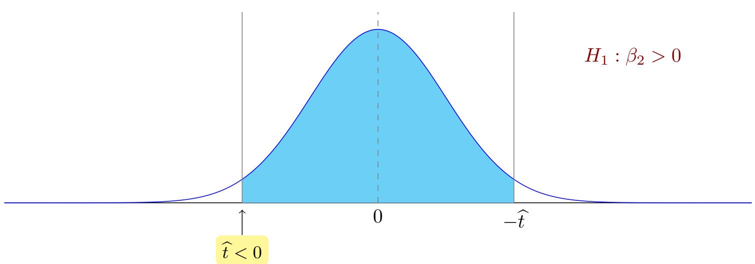
Si $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}9539$, entonces la probabilidad fuera de dicho intervalo es $1 - 0{,}9539 = 0{,}0461$.
Dado que el contraste es de cola derecha, toda la probabilidad a la derecha de $\widehat{t}$ constituye el p-valor del contraste. En este caso la mitad de la probabilidad fuera del intervalo: p-valor $= 0{,}0230$.

|**P-191** [`Contraste t de Student - Toma de decision contraste de cola derecha** - 2`]⟩
Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 > 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t} < 0$, y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}8416$, entonces:

- ■ H_0 no puede rechazarse ni al 5% ni al 10%.
- [C] H_0 se rechaza tanto al 10% como al 5%.
- [B] H_0 debe rechazarse al 10% pero no al 5%.
- [D] H_0 debe rechazarse al 5% pero no al 10%.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores para el p-valor.

Distribución t con $(N-k)$ grados de libertad



Si $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}8416$, entonces la probabilidad fuera de dicho intervalo es $1 - 0{,}8416 = 0{,}1584$.
Dado que el contraste es de cola derecha, toda la probabilidad a la derecha de $\widehat{t}$ constituye el p-valor del contraste. En este caso $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}8416$ más la mitad de $0{,}1584$. Es decir,: p-valor $= 0{,}8416 + 0{,}0792 = 0{,}9208$.

|**P-192** [`Contraste t de Student - Toma de decision contraste de cola izquierda** - 1`]⟩

Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 < 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t} < 0$, y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}8966$, entonces:

- [A] H_0 no puede rechazarse ni al 5% ni al 10%.
- ■ H_0 debe rechazarse al 10% pero no al 5%.
- [C] H_0 se rechaza tanto al 10% como al 5%.
- [D] H_0 debe rechazarse al 5% pero no al 10%.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores para el p-valor y reglas de decisión.
Si $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}8966$, entonces la probabilidad fuera de dicho intervalo es $1 - 0{,}8966 = 0{,}1034$.
Dado que el contraste es de cola izquierda, toda la probabilidad a la izquierda de $\widehat{t}$ (que es un número negativo) constituye el p-valor del contraste. En este caso la mitad de la probabilidad fuera del intervalo: p-valor $= 0{,}0517$.

|**P-193** [`Contraste t de Student - Toma de decision contraste de cola izquierda** - 2`]⟩

Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 < 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t} > 0$, y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}9870$, entonces:

- ■ H_0 no puede rechazarse ni al 5% ni al 10%.
- [B] H_0 debe rechazarse al 10% pero no al 5%.
- [C] H_0 se rechaza tanto al 10% como al 5%.
- [D] H_0 debe rechazarse al 5% pero no al 10%.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Si $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}9870$, entonces la probabilidad fuera de dicho intervalo es $1 - 0{,}9870 = 0{,}0130$.
Dado que el contraste es de cola izquierda, toda la probabilidad a la izquierda de $\widehat{t}$ (que es un número positivo) constituye el p-valor del contraste. En este caso $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}9870$ más la mitad de 0,0130. Es decir,: p-valor $= 0{,}9870 + 0{,}0065 = 0{,}9935$.

|**P-194** [`Contraste t de Student - P valor contraste cola derecha** - 1`]⟩

Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 > 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t} > 0$, y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}8647$, entonces el p-valor del estadístico es:

- ■ 0,0676
- [B] 0,9323
- [C] 0,1353
- [D] 0,8647

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
La probabilidad fuera del intervalo es $1 - 0{,}8647 = 0{,}1353$. Dado que el contraste es de cola derecha, toda la probabilidad a la derecha de $\widehat{t}$ (que es positivo) constituye el p-valor del contraste. En este caso la mitad de la probabilidad fuera del intervalo: $\boxed{p\text{-valor} = 0{,}0676.}$

|**P-195** [`Contraste t de Student - P valor contraste cola derecha** - 2`]⟩
Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 > 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t} < 0$, y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}9154$, entonces el p-valor del estadístico es:

■ 0,9577   B 0,0423   C 0,0846   D 0,9154

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
La probabilidad fuera del intervalo es $1 - 0{,}9154 = 0{,}0846$. Dado que el contraste es de cola derecha, toda la probabilidad a la derecha de $\widehat{t}$ constituye el p-valor del contraste. En este caso la mitad de la probabilidad fuera del intervalo (0,0423) más la probabilidad de todo el intervalo (0,9154), pues también queda a la derecha de $\widehat{t}$ (que es negativo): $\boxed{p\text{-valor} = 0{,}9577.}$

|**P-196** [`Contraste t de Student - P valor contraste cola izquierda** - 1`]⟩
Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 < 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t} > 0$, y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}8723$, entonces el p-valor del estadístico es:

■ 0,9361   B 0,0638   C 0,1277   D 0,8723

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
La probabilidad fuera del intervalo es $1 - 0{,}8723 = 0{,}1277$. Dado que el contraste es de cola izquierda, toda la probabilidad a la izquierda de $\widehat{t}$ constituye el p-valor del contraste. En este caso la mitad de la probabilidad fuera del intervalo (0,0638) más la probabilidad de todo el intervalo (0,8723), pues también queda a la izquierda de $\widehat{t}$ (que es positivo): $\boxed{p\text{-valor} = 0{,}9361.}$

|**P-197** [`Contraste t de Student - P valor contraste cola izquierda** - 2`]⟩
Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 < 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t} < 0$, y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}9537$, entonces el p-valor del estadístico es:

■ 0,0232   B 0,9768   C 0,0463   D 0,9537

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
La probabilidad fuera del intervalo es $1 - 0{,}9537 = 0{,}0463$. Dado que el contraste es de cola izquierda, toda la probabilidad a la izquierda de $\widehat{t}$ constituye el p-valor del contraste. En este caso la mitad de la probabilidad fuera del intervalo: $\boxed{p\text{-valor} = 0{,}0232.}$

|**P-198** [`Contraste t de Student - P valor contraste dos colas**`]⟩
Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 \neq 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t}$ y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}8175$, entonces el p-valor del estadístico es:

■ 0,1825   B 0,9087   C 0,0913   D 0,8175

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Dado que el contraste es de dos colas, toda la probabilidad fuera del intervalo constituye el p-valor del contraste: $1 - 0{,}8175$.

|**P-199** [`Hipotesis del MLG - Normalidad en las perturbaciones - 1`]⟩ Entre todas las hipótesis clásicas del modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, la hipótesis de que las perturbaciones $\boldsymbol{U}$ siguen una distribución Normal multivariante:

■ Permite obtener la distribución del estimador insesgado de la varianza de las perturbaciones.

[B] Es necesaria para calcular previsiones puntuales para la variable dependiente.

[C] Es necesaria para demostrar el Tma. de Gauss-Markov.

[D] *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Si las perturbaciones tienen distribución normal, los estimadores $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$, $\widehat{\boldsymbol{y}}$ y $\widehat{\boldsymbol{e}}$, (que, condicionados a la muestra $\mathbf{X}$, son transformaciones lineales de $\boldsymbol{U}$) también tienen distribución normal. Y por tanto, también se puede deducir la distribución del estimador insesgado de la varianza: $\widehat{s^2_{\hat{e}}} \equiv (\widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal \widehat{\boldsymbol{e}})/(N-k)$.
Para realizar realizar estimaciones (o predicciones) por intervalos de confianza o contrastes de hpótesis, es necesario conocer la distribución de los estimadores.
Aun sin conocer la distribución de los estimadores, podemos realizar estimaciones o predicciones puntuales de $\boldsymbol{y}$, $\boldsymbol{\beta}$, $\widehat{\boldsymbol{e}}$ y de la varianza de las perturbaciones σ^2.
El Teorema de Gauss-Markov no requiere del supuesto de normalidad.

|**P-200** [`Hipotesis del MLG - Normalidad en las perturbaciones - 2`]⟩ Entre todas las hipótesis clásicas del modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, la hipótesis de que las perturbaciones $\boldsymbol{U}$ siguen una distribución Normal multivariante:

[A] Permite estimar la varianza de las perturbaciones.

■ Es necesaria para calcular intervalos de confianza para las estimaciones MCO.

[C] Es necesaria para demostrar el Tma. de Gauss-Markov.

[D] *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-201** [`Hipotesis del MLG - Normalidad en las perturbaciones - 3`]⟩ Entre todas las hipótesis clásicas del modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, la hipótesis de que las perturbaciones $\boldsymbol{U}$ siguen una distribución Normal multivariante:

[A] Permite estimar la varianza de las perturbaciones.

[B] Es necesaria para calcular previsiones puntuales para la variable dependiente.

■ NO es necesaria para demostrar el Tma. de Gauss-Markov.

[D] *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-202** [`Hipotesis del MLG - Normalidad en las perturbaciones - 4`]⟩ Entre todas las hipótesis clásicas del modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, la hipótesis de que las perturbaciones $\boldsymbol{U}$ siguen una distribución Normal multivariante:

[A] Permite estimar la varianza de las perturbaciones.

[B] Es necesaria para calcular previsiones puntuales para la variable dependiente.

[C] Es necesaria para demostrar el Tma. de Gauss-Markov.

■ *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación:Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-203** [`Hipotesis del MLG - Reconocer que modelo las cumple - 1`]⟩ Indique qué modelo cumplen con TODAS las hipótesis clásicas sobre las perturbaciones del modelo lineal general (y donde $\mathbf{X}$ es de rango completo por columnas y $\boldsymbol{\mu} \neq \mathbf{0}$):

■ $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, donde $\boldsymbol{U} \sim \mathrm{N}\left(\mathbf{0}\,,\,\sigma^2\mathbf{I}\right)$

[B] $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, donde $\boldsymbol{U} \sim \mathrm{N}\left(\boldsymbol{\mu}\,,\,\sigma^2\mathbf{I}\right)$

[C] $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, donde $\boldsymbol{U} \sim \mathrm{N}\left(\mathbf{0}\,,\,\sigma^2\boldsymbol{\Omega}\right)$ y $\boldsymbol{\Omega}$ es una matriz diagonal no escalar.

[D] $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, donde $\boldsymbol{U} \sim \mathrm{N}\left(\boldsymbol{\mu}\,,\,\sigma^2\boldsymbol{\Omega}\right)$ y $\boldsymbol{\Omega}$ es una matriz NO diagonal.

Explicación: Si la esperanza de las pertubaciones no es cero, se incumple la hipótesis de regresores exógenos. Si la matriz de varianzas y covarianzas no es escalar se incumple la hipótesis de perturbaciones esféricas.

|**P-204** [`Hipotesis del MLG - Reconocer que modelo las cumple - 2`]⟩ Indique qué modelo cumplen con TODAS las hipótesis clásicas sobre las perturbaciones del modelo lineal general (y donde $\mathbf{X}$ es de rango completo por columnas y $\mu \neq 0$):

■ $Y_n = \underline{\boldsymbol{x}_{n}}\boldsymbol{\beta} + U_n$, con $U_n \sim \mathrm{N}\left(0\,,\,\sigma^2\right)$ y $\mathrm{E}(U_nU_m) = 0$ si $m \neq n$.

[B] $Y_n = \underline{\boldsymbol{x}_{n}}\boldsymbol{\beta} + U_n$, con $U_n \sim \mathrm{N}\left(\mu\,,\,\sigma^2\right)$ y $\mathrm{E}(U_nU_m) = 0$ si $m \neq n$.

[C] $Y_n = \underline{\boldsymbol{x}_{n}}\boldsymbol{\beta} + U_n$, con $U_n \sim \mathrm{N}\left(0\,,\,\sigma_n^2\right)$ y $\mathrm{E}(U_nU_m) = 0$ si $m \neq n$.

[D] $Y_n = \underline{\boldsymbol{x}_{n}}\boldsymbol{\beta} + U_n$, con $U_n \sim \mathrm{N}\left(\mu\,,\,\sigma^2\right)$ y $\mathrm{E}(U_nU_m) = \sigma_{mn}$ si $m \neq n$.

Explicación: Si la esperanza de las pertubaciones no es cero, se incumple la hipótesis de regresores exógenos. Si la varianza de U_n no es σ^2 para todo n, o si U_n no es perpendicular a U_m (con $m \neq n$) se incumple la hipótesis de perturbaciones esféricas.

|**P-205** [`Contraste t de Student - Calculo de una probabilidad > que x usando intervalo de confianza - Nota Econometria**`]⟩ Usando las calificaciones del examen de Econometría así como las horas de estudio de un grupo de 62 alumnos, se ha estimado por MCO el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$, donde Y_n representa la calificación y x_n las horas de estudio del estudiante n-ésimo. El intervalo de confianza del 95% para la puntuación que habría obtenido un alumno que hubiese estudiado 45 horas es: [28, 40]. Si $Prob(t(60) \leq 2.0) = 0.975$, donde $t(60)$ representa una variable aleatoria t de Student con 60 grados de libertad, *un alumno que hubiese estudiado 45 habría obtenido* 38 *puntos* **o más** *con una probabilidad estimada igual a*:

■ $Pr[t(60) \geq \frac{4}{3}]$

[B] $Pr[t(60) \leq \frac{3}{4}]$

[C] $Pr[t(60) \leq \frac{4}{3}]$

[D] $Pr[t(60) \geq \frac{3}{4}]$

Explicación: El punto medio del intervalo es la predicción puntual de la nota, es decir, $\widehat{nota} = \widehat{y} = 34$. El intervalo es $\widehat{y} \pm 2 \cdot \widehat{\sigma}$ (donde 2 es el valor de las tablas utilizado para que la confianza sea del 95%). Puesto que la distancia del centro del intervalo a los extremos es 6, se deduce que $\widehat{\sigma} = 3$. Ahora ya conocemos todo lo necesario para contestar. Bajo las hipótesis clásicas $Y \sim \mathrm{N}\left(\mu\,,\,\sigma^2\right)$, y bajo la H_0 de que $\mu = 34$ tenemos que $\frac{Y-34}{\widehat{\sigma}} \sim t(60)$, por tanto

$$Prob\,(Y \geq 38) = Prob\left(\frac{Y-34}{3} \geq \frac{38-34}{3}\right) = Prob\left(t(60) \geq \frac{4}{3}\right).$$

|**P-206** [`Contraste t de Student - Calculo de una probabilidad < que x usando intervalo de confianza - Nota Econometria**`]⟩ Usando las calificaciones del examen de Econometría así como las horas de estudio de un grupo de 62 alumnos, se ha estimado por MCO el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$, donde Y_n representa la calificación y x_n las horas de estudio del estudiante n-ésimo. El intervalo de confianza del 95% para la puntuación que habría obtenido un alumno que hubiese estudiado 45 horas es: [28, 52]. Si $Prob(t(60) \leq 2.0) = 0.975$, donde $t(60)$ representa una variable aleatoria t de Student con 60 grados de libertad, *un alumno que hubiese estudiado 45 habría obtenido* 46 *puntos* **o menos** *con una probabilidad estimada igual a*:

■ $Pr[t(60) \leq \frac{1}{1}]$ B $Pr[t(60) \geq \frac{1}{6}]$ C $Pr[t(60) \geq \frac{1}{1}]$ D $Pr[t(60) \leq \frac{1}{6}]$

Explicación: El punto medio del intervalo es la predicción puntual de la nota, es decir, $\widehat{nota} = \widehat{y} = 40$. El intervalo es $\widehat{y} \pm 2 \cdot \widehat{\sigma}$ (donde 2 es el valor de las tablas utilizado para que la confianza sea del 95%). Puesto que la distancia del centro del intervalo a los extremos es 12, se deduce que $\widehat{\sigma} = 6$. Ahora ya conocemos todo lo necesario para contestar. Bajo las hipótesis clásicas $Y \sim \mathrm{N}\left(\mu\,,\,\sigma^2\right)$, y bajo la H_0 de que $\mu = 40$ tenemos que $\frac{Y-40}{\widehat{\sigma}} \sim t(60)$, por tanto

$$Prob\,(Y \leq 46) = Prob\left(\frac{Y-40}{6} \leq \frac{46-40}{6}\right) = Prob\left(t(60) \leq \frac{1}{1}\right).$$

|**P-207** [`Contraste t de Student - Calculo de una probabilidad > que x usando intervalo de confianza - Inflacion95-2000**`]⟩ Usando datos 62 mensuales de la economía de *Econometrilandia* (de octubre de 1995 a noviembre de 2000) se ha estimado por MCO un modelo para la inflación interanual (variable dependiente). El intervalo de confianza del 95% para la previsión de la inflación de diciembre de 2000 es $[-0{,}03,\ 0{,}09]$. Si $Prob[t(60) \leq 2.0] = 0.975$ donde $t(60)$ es una variable aleatoria t de Student con 60 grados de libertad, *la probabilidad estimada de que la inflación interanual en diciembre de 2000 resulte* **superior** *al objetivo gubernamental de* $-0{,}01$ *es igual a*:

■ $Pr[t(60) > -\frac{4}{3}]$.   C $Pr[t(60) > -\frac{1}{6}]$.

B $Pr[t(60) < -\frac{4}{3}]$.   D $Pr[t(60) < -\frac{1}{6}]$.

Explicación: El punto medio del intervalo es la predicción puntual de la inflación, es decir, $\widehat{y} = 0{,}03$. El intervalo es $\widehat{y} \pm 2 \cdot \widehat{\sigma}$ (donde 2 es el valor de las tablas utilizado para que la confianza sea del 95%). Puesto que la distancia del centro del intervalo a los extremos es 0,06, se deduce que $\widehat{\sigma} = 0{,}03$. Ahora ya conocemos todo lo necesario para contestar. Bajo las hipótesis clásicas $Y \sim \mathrm{N}\left(\mu\,,\,\sigma^2\right)$, y bajo la H_0 de que $\mu = 0{,}03$ tenemos que $\frac{Y-0{,}03}{\widehat{\sigma}} \sim t(60)$, por tanto

$$Prob\,(Y \geq -0{,}01) = Prob\left(\frac{Y-0{,}03}{0{,}03} \geq \frac{-0{,}01-0{,}03}{0{,}03}\right) = Prob\left(t(60) \geq -\frac{4}{3}\right).$$

|**P-208** [`Contraste t de Student - Calculo de una probabilidad < que x usando intervalo de confianza - Inflacion95-2000**`]⟩ Usando datos 62 mensuales de la economía de *Econometrilandia* (de octubre de 1995 a noviembre de 2000) se ha estimado por MCO un modelo para la inflación interanual (variable dependiente). El intervalo de confianza del 95% para la previsión de la inflación de diciembre de 2000 es [0,00, 0,08]. Si $Prob[t(60) \leq 2.0] = 0.975$ donde $t(60)$ es una variable aleatoria t de Student con 60 grados de libertad, *la probabilidad estimada de que la inflación interanual en diciembre de 2000 resulte* **inferior** *al objetivo gubernamental de* 0,10 *es igual a*:

■ $Pr[t(60) < \frac{3}{1}]$.

[B] $Pr[t(60) > \frac{3}{1}]$.

[C] $Pr[t(60) > \frac{5}{2}]$.

[D] $Pr[t(60) < \frac{5}{2}]$.

Explicación: El punto medio del intervalo es la predicción puntual de la inflación, es decir, $\widehat{y} = 0{,}04$. El intervalo es $\widehat{y} \pm 2 \cdot \widehat{\sigma}$ (donde 2 es el valor de las tablas utilizado para que la confianza sea del 95%). Puesto que la distancia del centro del intervalo a los extremos es 0,04, se deduce que $\widehat{\sigma} = 0{,}02$. Ahora ya conocemos todo lo necesario para contestar. Bajo las hipótesis clásicas $Y \sim \mathrm{N}\left(\mu\,,\,\sigma^2\right)$, y bajo la H_0 de que $\mu = 0{,}04$ tenemos que $\frac{Y-0{,}04}{\widehat{\sigma}} \sim t(60)$, por tanto

$$Prob\,(Y \leq 0{,}10) = Prob\left(\frac{Y-0{,}04}{0{,}02} \leq \frac{0{,}10-0{,}04}{0{,}02}\right) = Prob\left(t(60) \leq \frac{3}{1}\right).$$

|**P-209** [`Contraste t de Student - Calculo de una probabilidad de beta < h usando intervalo de confianza - 1**`]⟩ Con una muestra de tamaño 85 se estima por MCO el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, que cumple todas las hipótesis clásicas y que cuenta con 5 regresores. La estimación del intervalo de confianza al 90% para β_2 es: $\left(-\frac{1}{3},\ \frac{19}{3}\right)$. Si para una variable t de Student con 80 grados de libertad $Prob\left[t(80) \leq \frac{5}{3}\right] = 0{,}95$, *la probabilidad estimada de que* β_2 *sea* **menor o igual a** $\frac{4}{3}$ *es*:

■ $Prob[t(80) \leq -\frac{5}{6}]$.

[B] $1 - Prob[t(80) < \frac{13}{10}]$.

[C] $Prob[t(80) \leq \frac{13}{6}]$.

[D] $1 - Prob[t(80) < \frac{4}{5}]$.

Explicación: La distancia del centro del intervalo a los extremos es $\frac{1}{2}\left(\frac{19}{3} - \left(-\frac{1}{3}\right)\right) = \frac{10}{3}$; y la estimación puntual $\widehat{\beta_2}$ es el punto medio del intervalo, es decir, $\widehat{\beta_2} = \left(-\frac{1}{3}\right) + \frac{10}{3} = 3$. Como el intervalo es $\widehat{\beta_2} \pm \frac{5}{3} \cdot \widehat{\sigma}$ (donde $\frac{5}{3}$ es el valor de las tablas utilizado para que la confianza sea del 90%) y la distancia del centro a los extremos es $\frac{5}{3} \cdot \widehat{\sigma} = \frac{10}{3}$, se deduce que $\widehat{\sigma} = \frac{10}{3} \cdot \frac{3}{5} = 2$. Así, bajo la H_0 de que $\beta_2 = 3$ tenemos que $\frac{\widehat{\beta_2}-(3)}{\widehat{\sigma}} \sim t(80)$, por tanto

$$Prob\left[\widehat{\beta_2} \leq \frac{4}{3}\right] = Prob\left[\frac{\widehat{\beta_2}-(3)}{2} \leq \frac{\frac{4}{3}-(3)}{2}\right] = Prob\left[t(80) \leq -\frac{5}{6}\right] = 1 - Prob\left[t(80) > -\frac{5}{6}\right].$$

|**P-210** [`Contraste t de Student - Calculo de una probabilidad de beta < h usando intervalo de confianza - 2**`]⟩ Con una muestra de tamaño 84 se estima por MCO el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, que cumple todas las hipótesis clásicas y que cuenta con 4 regresores. La estimación del intervalo de confianza al 90% para β_2 es: $\left(-\frac{1}{1}, \frac{9}{1}\right)$. Si para una variable t de Student con 80 grados de libertad $Prob\left[t(80) \leq \frac{5}{3}\right] = 0{,}95$, *la probabilidad estimada de que* β_2 *sea* **menor o igual a** $\frac{32}{3}$ *es*:

■ $1 - Prob[t(80) > \frac{20}{9}]$.

[B] $Prob[t(80) \leq \frac{4}{3}]$.

[C] $1 - Prob[t(80) > \frac{44}{9}]$.

[D] $Prob[t(80) \leq \frac{32}{5}]$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

$$Prob\left[\widehat{\beta_2} \leq \frac{32}{3}\right] = Prob\left[\frac{\widehat{\beta_2} - (4)}{3} \leq \frac{\frac{32}{3} - (4)}{3}\right] = Prob\left[t(80) \leq \frac{20}{9}\right] = 1 - Prob\left[t(80) > \frac{20}{9}\right].$$

|**P-211** [`Contraste t de Student - Calculo de una probabilidad de beta > h usando intervalo de confianza - 3**`]⟩ Con una muestra de tamaño 13 se estima por MCO el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, que cumple todas las hipótesis clásicas y que cuenta con 2 regresores. La estimación del intervalo de confianza al 90% para β_2 es: $\left(\frac{2}{5}, \frac{38}{5}\right)$. Si para una variable t de Student con 11 grados de libertad $Prob\left[t(11) \leq \frac{9}{5}\right] = 0{,}95$, *la probabilidad estimada de que* β_2 *sea* **mayor o igual a** $-\frac{16}{5}$ *es*:

■ $Prob[t(11) \geq -\frac{18}{5}]$.

[B] $1 - Prob[t(11) > \frac{2}{9}]$.

[C] $Prob[t(11) \geq \frac{2}{5}]$.

[D] $1 - Prob[t(11) > -\frac{4}{1}]$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

$$Prob\left[\widehat{\beta_2} \geq -\frac{16}{5}\right] = Prob\left[\frac{\widehat{\beta_2} - (4)}{2} \geq \frac{-\frac{16}{5} - (4)}{2}\right] = Prob\left[t(11) \geq -\frac{18}{5}\right] = 1 - Prob\left[t(11) < -\frac{18}{5}\right].$$

|**P-212** [`Contraste t de Student - Calculo de una probabilidad de beta > h usando intervalo de confianza - 4**`]⟩ Con una muestra de tamaño 27 se estima por MCO el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, que cumple todas las hipótesis clásicas y que cuenta con 4 regresores. La estimación del intervalo de confianza al 98% para β_2 es: $\left(-\frac{4}{1}, \frac{6}{1}\right)$. Si para una variable t de Student con 23 grados de libertad $Prob\left[t(23) \leq \frac{5}{2}\right] = 0{,}99$, *la probabilidad estimada de que* β_2 *sea* **mayor o igual a** $\frac{6}{1}$ *es*:

■ $1 - Prob[t(23) < \frac{5}{2}]$.

[B] $Prob[t(23) \geq \frac{1}{1}]$.

[C] $1 - Prob[t(23) < \frac{7}{2}]$.

[D] $Prob[t(23) \geq \frac{2}{1}]$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

$$Prob\left[\widehat{\beta_2} \geq \frac{6}{1}\right] = Prob\left[\frac{\widehat{\beta_2} - (1)}{2} \geq \frac{\frac{6}{1} - (1)}{2}\right] = Prob\left[t(23) \geq \frac{5}{2}\right] = 1 - Prob\left[t(23) < \frac{5}{2}\right].$$

|**P-213** `[Contraste F - Contraste de significacion global - 1]`⟩ Para el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, la hipótesis nula y la hipótesis alternativa del contraste de significación global del modelo son:

■ H_0: $(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}) = (0,0)$ y H_1: $(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}) \neq (0,0)$.

[B] H_0: $\widehat{\beta_2} + \widehat{\beta_3} = 0$ y $H_1 : \widehat{\beta_2} + \widehat{\beta_3} \neq 0$.

[C] H_0: $\widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} + \widehat{\beta_3} = 0$ y $H_1 : \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} + \widehat{\beta_3} \neq 0$.

[D] H_0: $(\widehat{\beta_1}, \widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}) = (0,0,0,0)$ y H_1: $(\widehat{\beta_1}, \widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}) \neq (0,0,0,0)$.

Explicación: La hipótesis nula en el *Contraste de Significacion Global (del modelo o de las pendientes)* es que todos los parámetros que multiplican a regresores no constantes (los coeficientes de los regresores distintos de $\mathbf{1}$) son todos simultáneamente nulos (todos cero). La hipótesis alternativa es que la nula es falsa, es decir, que no todos son cero.

|**P-214** `[Contraste F - Contraste de significacion global - 2]`⟩ Para el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \beta_4\boldsymbol{x}_4 + \boldsymbol{U}$, la hipótesis nula y la hipótesis alternativa del contraste de significación global del modelo son:

■ H_0: $(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}, \widehat{\beta_4}) = (0,0,0)$ y H_1: $(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}, \widehat{\beta_4}) \neq (0,0,0)$.

[B] H_0: $\widehat{\beta_2} + \widehat{\beta_3} + \widehat{\beta_4} = 0$ y $H_1 : \widehat{\beta_2} + \widehat{\beta_3} + \widehat{\beta_4} \neq 0$.

[C] H_0: $\widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} + \widehat{\beta_3} + \widehat{\beta_4} = 0$ y $H_1 : \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} + \widehat{\beta_3} + \widehat{\beta_4} \neq 0$.

[D] H_0: $(\widehat{\beta_1}, \widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}, \widehat{\beta_4}) = (0,0,0,0)$ y H_1: $(\widehat{\beta_1}, \widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}, \widehat{\beta_4}) \neq (0,0,0,0)$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-215** `[Contraste F - Contraste de significacion global - 3]`⟩ Para el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$, la hipótesis nula y la hipótesis alternativa del contraste de significación global del modelo son:

■ H_0: $\widehat{\beta_2} = 0$ y H_1: $\widehat{\beta_2} \neq 0$.

[B] H_0: $\widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} = 0$ y $H_1 : \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} \neq 0$.

[C] H_0: $(\widehat{\beta_1}, \widehat{\beta_2}) = (0,0)$ y H_1: $(\widehat{\beta_1}, \widehat{\beta_2}) \neq (0,0)$.

[D] *Ninguna de las anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-216** `[Contraste F - p-valor significacion global** - 1]`⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, cumple todas las hipótesis clásicas, se dispone de una muestra de tamaño $N = 75$, y $\bar{F}$ es el valor calculado del estadístico F habitual para el contraste de significación global de las pendientes en el modelo anterior, entonces el p-valor (o nivel de significación *marginal*) asociado con dicho contraste es igual a:

■ $Prob[F(2,72) \geq \bar{F}]$.

[B] $1 - Prob[F(2,73) \leq \bar{F}]$.

[C] $1 - Prob[F(3,73) \geq \bar{F}]$.

[D] $Prob[F(2,72) \leq \bar{F}]$.

Explicación: Es la probabilidad de que una valiable con distribución F de $k-1$ y $N-k$ grados de libertad (donde $k-1$ es el número de regresores no constantes y $N-k$ es el tamaño muestral menos el número de regresores del modelo) sea mayor que el valor del estadístico $\bar{F}$ obtenido, es decir, $Prob[F(2,72) \geq \bar{F}]$ que también podemos expresar como $1 - Prob[F(2,72) < \bar{F}]$.

|**P-217** `[Contraste F - p-valor significacion global** - 2]`⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \beta_4\boldsymbol{x}_4 + \boldsymbol{U}$, cumple todas las hipótesis clásicas, se dispone de una muestra de tamaño $N = 40$ y $\bar{F}$ es el valor calculado del estadístico F habitual para el contraste de significación global de las pendientes en el modelo anterior, entonces el p-valor (o nivel de significación *marginal*) asociado con dicho contraste es igual a:

■ $1 - Prob[F(3,36) < \bar{F}]$.

[B] $Prob[F(3,37) \geq \bar{F}]$.

[C] $Prob[F(4,37) \leq \bar{F}]$.

[D] $1 - Prob[F(3,36) > \bar{F}]$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-218** `[Contraste F - Reconocer el estadistico para contrastar una H. nula con una sola restriccion** - 1]`⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ y $\widehat{\beta_3}$ son los estimadores MCO de β_2 y de β_3, respectivamente, indique cuál de los estadísticos siguientes sigue una distribución F bajo la hipótesis de que $5\beta_2 - 2\beta_3 = 3$:

[A] $\dfrac{5\widehat{\beta_2} - 2\widehat{\beta_3} - 3}{\sqrt{25\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 4\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 20\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2},\widehat{\beta_3}\right)}}$.

■ $\dfrac{\left(5\widehat{\beta_2} - 2\widehat{\beta_3} - 3\right)^2}{25\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 4\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 20\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2},\widehat{\beta_3}\right)}$.

[B] $\dfrac{5\widehat{\beta_2} - 2\widehat{\beta_3} - 3}{\sqrt{5\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right)} + \sqrt{2\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right)}}$.

[D] $\dfrac{\left(5\widehat{\beta_2} - 2\widehat{\beta_3} - 3\right)^2}{25\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 4\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right)}$.

Explicación: Dado que la hipótesis $r_1\beta + r_2\beta = b$ tiene una sola restricción lineal, el estadístico es $\mathcal{F} = \dfrac{\left(r_1\widehat{\beta_1} + r_2\widehat{\beta_2} - b\right)^2}{\widehat{\text{Var}}\left(r_1\widehat{\beta_1} + r_2\widehat{\beta_2}\right)} = (\mathcal{T})^2$; y su raíz cuadrada es el estadístico $\mathcal{T}$ que también se puede emplear en el contraste si la hipótesis alternativa es $H_1 : r_1\beta + r_2\beta \neq b$.

|**P-219** `[Contraste F - Reconocer el estadistico para contrastar una H. nula con una sola restriccion** - 2]`⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ y $\widehat{\beta_3}$ son los estimadores MCO de β_2 y de β_3, respectivamente, indique cuál de los estadísticos siguientes sigue una distribución F bajo la hipótesis de que $3\beta_2 - 3\beta_3 = 1$:

[A] $\dfrac{3\widehat{\beta_2} - 3\widehat{\beta_3} - 1}{\sqrt{9\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 9\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 18\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2},\widehat{\beta_3}\right)}}$.

■ $\dfrac{\left(3\widehat{\beta_2} - 3\widehat{\beta_3} - 1\right)^2}{9\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 9\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 18\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2},\widehat{\beta_3}\right)}$.

[B] $\dfrac{3\widehat{\beta_2} - 3\widehat{\beta_3} - 1}{\sqrt{9\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 18\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 9\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2},\widehat{\beta_3}\right)}}$.

[D] $\dfrac{\left(3\widehat{\beta_2} - 3\widehat{\beta_3} - 1\right)^2}{9\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 18\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 9\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2},\widehat{\beta_3}\right)}$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-220** `[Contraste F - Reconocer el estadistico para contrastar una H. nula con una sola restriccion** - 3]`⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 + \beta_2 \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ y $\widehat{\beta_3}$ son los estimadores MCO de β_2 y de β_3, respectivamente, indique cuál de los estadísticos siguientes sigue una distribución F bajo la hipótesis de que $3\beta_2 + 2\beta_3 = 1$:

A $\dfrac{3\widehat{\beta_2} + 2\widehat{\beta_3} - 1}{\sqrt{9\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 4\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 12\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}}.$

■ $\dfrac{\left(3\widehat{\beta_2} + 2\widehat{\beta_3} - 1\right)^2}{9\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 4\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) + 12\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}.$

B $\dfrac{\left(3\widehat{\beta_2} + 2\widehat{\beta_3} - 1\right)^2}{9\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 12\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 4\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}.$

D $\dfrac{\left(3\widehat{\beta_2} + 2\widehat{\beta_3} + 1\right)^2}{9\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 12\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 4\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}.$

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-221** `[Contraste t de Student - Reconocer el estadistico para contrastar una H. nula**]`⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 + \beta_2 \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ y $\widehat{\beta_3}$ son los estimadores MCO de β_2 y de β_3, respectivamente, indique cuál de los estadísticos siguientes sigue una distribución t de Student bajo la hipótesis de que $5\beta_2 - 5\beta_3 = 1$:

■ $\dfrac{5\widehat{\beta_2} - 5\widehat{\beta_3} - 1}{\sqrt{25\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 25\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 50\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}}.$

C $\dfrac{\left(5\widehat{\beta_2} - 5\widehat{\beta_3} - 1\right)^2}{25\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 25\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 50\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}.$

B $\dfrac{5\widehat{\beta_2} - 5\widehat{\beta_3} - 1}{\sqrt{5\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right)} + \sqrt{5\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right)}}.$

D $\dfrac{\left(5\widehat{\beta_2} - 5\widehat{\beta_3} - 1\right)^2}{25\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 25\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right)}.$

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-222** `[Contraste t de Student - Reconocer el estadistico para contrastar una H. nula** - 2]`⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 + \beta_2 \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ y $\widehat{\beta_3}$ son los estimadores MCO de β_2 y de β_3, respectivamente, indique cuál de los estadísticos siguientes sigue una distribución t de Student bajo la hipótesis de que $2\beta_2 - 8\beta_3 = 4$:

■ $\dfrac{2\widehat{\beta_2} - 8\widehat{\beta_3} - 4}{\sqrt{4\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 64\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 32\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}}.$

C $\dfrac{\left(2\widehat{\beta_2} - 8\widehat{\beta_3} - 4\right)^2}{4\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 64\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 32\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}.$

B $\dfrac{2\widehat{\beta_2} - 8\widehat{\beta_3} - 4}{\sqrt{4\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 32\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 64\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}}.$

D $\dfrac{\left(2\widehat{\beta_2} - 8\widehat{\beta_3} - 4\right)^2}{4\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 32\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 64\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}.$

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-223** [`Contraste t de Student - Reconocer el estadistico para contrastar una H. nula** - 3`]⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ y $\widehat{\beta_3}$ son los estimadores MCO de β_2 y de β_3, respectivamente, indique cuál de los estadísticos siguientes sigue una distribución t de Student bajo la hipótesis de que $5\beta_2 + 9\beta_3 = 4$:

■ $\dfrac{5\widehat{\beta_2} + 9\widehat{\beta_3} - 4}{\sqrt{25\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 81\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) + 90\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}}$. C $\dfrac{\left(5\widehat{\beta_2} + 9\widehat{\beta_3} - 4\right)^2}{25\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) - 81\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) + 90\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}$.

B $\dfrac{5\widehat{\beta_2} + 9\widehat{\beta_3} + 4}{\sqrt{25\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 81\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 90\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}}$. D $\dfrac{5\widehat{\beta_2} + 9\widehat{\beta_3} - 4}{\sqrt{25\text{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) - 90\text{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 81\text{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}}$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-224** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Estimacion mediante sustitucion - 1`]⟩ La estimación de β_1, β_2 y β_3 en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, bajo la restricción $\beta_2 + \beta_3 = 3$, puede llevarse a cabo:

■ Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} - 3\boldsymbol{x}_2) = \beta_1\mathbf{1} + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

B Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} - 3\boldsymbol{x}_2) = \beta_1(\mathbf{1} - \boldsymbol{x}_2) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$.

C Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 3\boldsymbol{x}_3) = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

D Estimando β_2 y β_3 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} - 3\boldsymbol{x}_3) = \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

Explicación: Si $\boldsymbol{Y} = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, imponer la restricción $\beta_2 + \beta_3 = 3$, es decir, $\beta_2 = 3 - \beta_3$ implica que el modelo restringido es:

$$\begin{aligned} \boldsymbol{Y} =& \beta_1\mathbf{1} + (3 - \beta_3)\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U} \\ =& \beta_1\mathbf{1} + 3\boldsymbol{x}_2 - \beta_3\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U} \end{aligned}$$

y por tanto $\boxed{\boldsymbol{Y} - 3\boldsymbol{x}_2 = \beta_1\mathbf{1} + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}.}$ Pero también $\beta_3 = 3 - \beta_2$ y por tanto el modelo restringido también es

$$\begin{aligned} \boldsymbol{Y} =& \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + (3 - \beta_2)\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U} \\ =& \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + 3\boldsymbol{x}_3 - \beta_2\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U} \end{aligned}$$

y por tanto $\boxed{\boldsymbol{Y} - 3\boldsymbol{x}_3 = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}.}$

|**P-225** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Estimacion mediante sustitucion - 2`]⟩ La estimación de β_1, β_2 y β_3 en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, bajo la restricción $\beta_2 + \beta_3 = 0$, puede llevarse a cabo:

■ Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}$.

B Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{1}) = \beta_1(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{1}) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$.

C Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_3(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}$.

D Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

Explicación: Si $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1}+\beta_2\boldsymbol{x}_2+\beta_3\boldsymbol{x}_3+\boldsymbol{U}$, imponer la restricción $\beta_2+\beta_3 = 0$, es decir, $\beta_2 = -\beta_3$ implica que el modelo restringido es:

$$\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} - \beta_3\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$$

y por tanto $\boxed{\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}.}$ Pero también $\beta_3 = -\beta_2$ y por tanto el modelo restringido también es

$$\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 - \beta_2\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$$

y por tanto $\boxed{\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}.}$

|**P-226** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Estimacion mediante sustitucion - 3`]⟩ La estimación de β_1, β_2 y β_3 en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, bajo la restricción $\beta_2 + \beta_3 = -1$, puede llevarse a cabo:

■ Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 1\boldsymbol{x}_3) = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}$.

B Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} - 1\boldsymbol{x}_2) = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}$.

C Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 1\boldsymbol{x}_3) = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

D Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 1\boldsymbol{x}_2) = \beta_1(\boldsymbol{1} - \boldsymbol{x}_2) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

Explicación: Si $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, imponer la restricción $\beta_2 + \beta_3 = -1$, es decir, $\beta_2 = -1 - \beta_3$ implica que el modelo restringido es:

$$\begin{aligned}\boldsymbol{Y} =& \beta_1\boldsymbol{1} + (-1 - \beta_3)\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}\\ =& \beta_1\boldsymbol{1} - 1\boldsymbol{x}_2 - \beta_3\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}\end{aligned}$$

y por tanto $\boxed{\boldsymbol{Y} + 1\boldsymbol{x}_2 = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}.}$ Pero también $\beta_3 = -1 - \beta_2$ y por tanto el modelo restringido también es

$$\begin{aligned}\boldsymbol{Y} =& \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + (-1 - \beta_2)\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}\\ =& \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 - 1\boldsymbol{x}_3 - \beta_2\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}\end{aligned}$$

y por tanto $\boxed{\boldsymbol{Y} + 1\boldsymbol{x}_3 = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}.}$

|**P-227** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Estimacion mediante sustitucion - 4`]⟩ La estimación de β_1, β_2 y β_3 en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, bajo la restricción $\beta_2 - \beta_3 = 4$, puede llevarse a cabo:

■ Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 4\boldsymbol{x}_3) = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2(\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}$.

B Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} - 4\boldsymbol{x}_3) = \beta_1(\boldsymbol{1} - \boldsymbol{x}_2) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$.

C Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

D Estimando β_2 y β_3 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 4\boldsymbol{x}_2) = \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-228** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Estimacion mediante sustitucion - 5`]⟩ La estimación de β_1, β_2 y β_3 en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, bajo la restricción $\beta_2 - \beta_3 = 0$, puede llevarse a cabo:

■ Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2(\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}$.

B Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{x}_2) = \beta_1(\boldsymbol{1} - \boldsymbol{x}_2) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$.

C Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

D Estimando β_2 y β_3 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_2(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{x}_3) + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-229** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Estimacion mediante sustitucion - 6`]⟩ La estimación de β_1, β_2 y β_3 en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, bajo la restricción $\beta_2 - \beta_3 = -1$, puede llevarse a cabo:

■ Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} - 1\boldsymbol{x}_3) = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2(\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}$.

B Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} - 1\boldsymbol{x}_2) = \beta_1(\boldsymbol{1} - \boldsymbol{x}_2) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$.

C Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 1\boldsymbol{x}_2) = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

D Estimando β_2 y β_3 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 1 \cdot \boldsymbol{1}) = \beta_2(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{x}_3) + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-230** `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Estimacion mediante sustitucion - 7]`⟩ La estimación de β_1, β_2 y β_3 en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, bajo la restricción $\beta_1 - \beta_3 = 4$, puede llevarse a cabo:

■ Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 4\boldsymbol{x}_3) = \beta_1(\boldsymbol{1} + \boldsymbol{x}_3) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$.

[B] Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 4\boldsymbol{x}_2) = \beta_1(\boldsymbol{1} - \boldsymbol{x}_2) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$.

[C] Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 4 \cdot \boldsymbol{1}) = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

[D] Estimando β_2 y β_3 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} - 4\boldsymbol{x}_3) = \beta_2(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{x}_3) + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

Explicación: Si $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, imponer la restricción $\beta_1 - \beta_3 = 4$, es decir, $\beta_1 = 4 + \beta_3$ implica que el modelo restringido es:

$$\begin{aligned}\boldsymbol{Y} =&(4 + \beta_3)\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}\\ =&4 \cdot \boldsymbol{1} + \beta_3\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}\end{aligned}$$

y por tanto $\boxed{\boldsymbol{Y} - 4 \cdot \boldsymbol{1} = \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3(\boldsymbol{1} + \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}.}$ Pero también $\beta_3 = \beta_1 - 4$ y por tanto el modelo restringido también es

$$\begin{aligned}\boldsymbol{Y} =&\beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + (\beta_1 - 4)\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}\\ =&\beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_1\boldsymbol{x}_3 - 4\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}\end{aligned}$$

y por tanto $\boxed{\boldsymbol{Y} + 4\boldsymbol{x}_3 = \beta_1(\boldsymbol{1} + \boldsymbol{x}_3) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}.}$

|**P-231** `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Estimacion mediante sustitucion - 8]`⟩ La estimación de β_1, β_2 y β_3 en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, bajo la restricción $\beta_1 + \beta_2 = -1$, puede llevarse a cabo:

■ Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} + 1\boldsymbol{x}_2) = \beta_1(\boldsymbol{1} - \boldsymbol{x}_2) + \beta_3\boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}$.

[B] Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $(\boldsymbol{Y} - 1\boldsymbol{x}_2) = \beta_1(\boldsymbol{1} + \boldsymbol{x}_2) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$.

[C] Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1(\boldsymbol{1} - \boldsymbol{x}_3) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$.

[D] Estimando β_2 y β_3 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} - 1 \cdot \boldsymbol{1} = \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3(\boldsymbol{1} + \boldsymbol{x}_3) + \boldsymbol{U}$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-232** `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Estimacion mediante sustitucion - 9]`⟩ La estimación de β_1, β_2 y β_3 en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, bajo la restricción $\beta_1 + \beta_3 = 0$, puede llevarse a cabo:

■ Estimando β_2 y β_3 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{1}) + \boldsymbol{U}$.

[B] Estimando β_1 y β_2 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1(\boldsymbol{1} - \boldsymbol{x}_2) + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$.

[C] Estimando β_1 y β_3 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\boldsymbol{1} + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

[D] Estimando β_2 y β_3 por MCO en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_2(\boldsymbol{x}_2 - \boldsymbol{x}_3) + \beta_3(\boldsymbol{x}_3 - \boldsymbol{x}_2) + \boldsymbol{U}$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-233** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - momentos - 1`]⟩ Respecto al estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo las restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:

■ Es sesgado cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} \neq \boldsymbol{c}$.

B Siempre es insesgado pero con mayor varianza que el estimador MCO (tal como afirma el Tma. de Gauss-Markov).

C Tiene mayor varianza que el estimador MCO solo cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} \neq \boldsymbol{c}$.

D El Tma. de Gauss-Markov no es aplicable pues el estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ no es lineal.

Explicación: La estimación de Mínimos Cuadrados Restringidos MCR encuentra la combinación de regresores que (cumpliendo la restricción lineal $\mathbf{A}\widehat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{c}$) minimiza el vector de errores. Por tanto la estimación MCR realiza una proyección sobre un espacio igual o más pequeño que la estimación MCO sin restricciones. Consecuentemente:

- La varianza del estimador MCR es menor o igual que la del estimador MCO (el conjunto de posibles valores es menor), y por tanto la diferencia entre la matriz de varianzas del estimador MCO y el estimador MCR es semi-definida positiva.

- Al proyectar sobre el subconjunto de combinaciones de regresores que cumplen la restricción, los parámetros estimados *necesariamente* cumplen la restricción. Si los verdaderos parámetros no cumplen la restricción (restricción falsa) entonces la estimación MCR es sesgada.

- *El estimador es lineal y sesgado*; salvo cuando MCR y MCO coinciden (es decir, cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$). Por tanto, el Tma. de Gauss-Markov solo aplica cuando MCR coincide con MCO (pues en el serto de casos MCR es lineal pero sesgado).

|**P-234** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - momentos - 2`]⟩ Respecto al estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo las restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:

A Es insesgado cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} \neq \boldsymbol{c}$.

■ Tiene una varianza menor o igual que el estimador MCO.

C Tiene una varianza menor o igual que el estimador MCO sólo cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-235** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - momentos - 3`]⟩ Respecto al estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo las restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:

A Es sesgado cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$.

B Siempre es sesgado aunque con mayor varianza que el estimador MCO.

C Tiene mayor varianza que el estimador MCO cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} \neq \boldsymbol{c}$.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-236** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - momentos - 4`]⟩ Respecto al estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo las restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:

- [A] Es sesgado cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$.
- [B] Siempre es sesgado aunque con menor o igual varianza que el estimador MCO.
- [C] Tiene mayor varianza que el estimador MCO cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} \neq \boldsymbol{c}$.
- [■] Que $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ tenga varianza menor o igual que $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ no contradice el Tma. de Gauss-Markov, pues $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ usa más información.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-237** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - momentos - 5`]⟩ Respecto al estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo las restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:

- [■] Es sesgado cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} \neq \boldsymbol{c}$.
- [B] Siempre es sesgado aunque con una varianza menor o igual que $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$.
- [C] Tiene varianza menor o igual que $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ solo cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$.
- [D] Que $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ tenga varianza mayor que $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es consecuencia del Tma. de Gauss-Markov.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-238** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - momentos - 6`]⟩ Respecto al estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo las restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:

- [■] Tiene varianza menor o igual que $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ (no restringido) de β
- [B] Es insesgado cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} \neq \boldsymbol{c}$.
- [C] Puede tener mayor varianza que $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ (no restringido) de β sólo cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$.
- [D] Puede tener mayor varianza que $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ (no restringido) de β sólo cuando $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} \neq \boldsymbol{c}$.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-239** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - momentos - 7`]⟩ Respecto al estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo las restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$, la diferencia entre la matriz de varianzas-covarianzas del estimador MCO (no restringido) y la del estimador MCR (restringido) es:

- [■] Una matriz semidefinida positiva.
- [B] Una matriz definida negativa cuando la restricción $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$ es falsa.
- [C] Una matriz no definida cuando no se sabe si $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$ es cierto.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-240** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - SRC y R2 - 1`]⟩ Respecto a la estimación $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:
(el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

- [■] $SRC^* \geq SRC$.
- [B] $SRC^* \leq SRC$.
- [C] ${R^2}^* \geq R^2$.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Si la estimación MCO verifica la restricción, entonces SRC y SRC^* son iguales. Si no la verifica, entonces el valor ajustado por MCR debe ser distinto del valor ajustado MCO (que minimiza el vector de errores), y por tanto SRC^* será mayor que SRC. Así: $R^2 = 1 - \frac{SRC}{STC} \geq 1 - \frac{SRC^*}{STC} = {R^2}^*$.

|**P-241** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - SRC y R2 - 2`]⟩ Respecto a la estimación $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^*$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:
(el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

■ $R^{2^*} \leq R^2$.
[B] $SRC^* \leq SRC$.
[C] $R^{2^*} \geq R^2$.
[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-242** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - SRC y R2 - 3`]⟩ Respecto a la estimación $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^*$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:
(el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

[A] $R^{2^*} = R^2$ cuando $\mathbf{A}\widehat{\boldsymbol{\beta}} \neq \boldsymbol{c}$.
[B] $SRC^* \leq SRC$.
[C] $R^{2^*} \geq R^2$.
■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-243** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - SRC y R2 - 4`]⟩ Respecto a la estimación $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^*$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:
(el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

■ $R^{2^*} = R^2$ cuando $\mathbf{A}\widehat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{c}$.
[B] $SRC^* \leq SRC$ cuando $\mathbf{A}\widehat{\boldsymbol{\beta}} \neq \boldsymbol{c}$.
[C] $R^{2^*} \geq R^2$ cuando $\mathbf{A}\widehat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{c}$.
[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-244** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - SRC y R2 - 5`]⟩ Respecto a la estimación $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^*$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:
(el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

[A] $R^{2^*} = R^2$ cuando $\mathbf{A}\widehat{\boldsymbol{\beta}} \neq \boldsymbol{c}$.
■ $SRC^* = SRC$ cuando $\mathbf{A}\widehat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{c}$.
[C] $R^{2^*} > R^2$ cuando $\mathbf{A}\widehat{\boldsymbol{\beta}} \neq \boldsymbol{c}$.
[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-245** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - SRC y R2 - 6`]⟩ Respecto a la estimación $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^*$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$:
(el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

[A] $R^{2^*} = R^2$ cuando $\mathbf{A}\widehat{\boldsymbol{\beta}} \neq \boldsymbol{c}$.
[B] $SRC^* < SRC$ cuando $\mathbf{A}\widehat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{c}$.
[C] $R^{2^*} > R^2$ cuando $\mathbf{A}\widehat{\boldsymbol{\beta}} \neq \boldsymbol{c}$.
■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-246** `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Dist F - 1]`⟩ Respecto a la estimación $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^*$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo las restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$. Si el rango de $\underset{[r\times k]}{\mathbf{A}}$ es r, N es el tamaño muestral y k el número de regresores del modelo sin restringir. ¿Cuáles de los siguientes estadísticos tienen una distribución F con r y $N-k$ grados de libertad?: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

■ $\frac{N-k}{r}\frac{SRC^*-SRC}{SRC}$

[B] $\frac{N-k}{r}\frac{SRC-SRC^*}{SRC^*}$

[C] $\frac{N-k}{r}\frac{SRC-SRC^*}{SRC}$

[D] *Ninguno de los anteriores.*

Explicación: $\mathcal{F} = \frac{\left(\widehat{\boldsymbol{e}}^{*\intercal}\widehat{\boldsymbol{e}}^* - \widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}}\right)/r}{\widehat{\boldsymbol{e}}^\intercal\widehat{\boldsymbol{e}}/(N-k)}\Big|_{\mathbf{x}} = \frac{N-k}{r}\cdot\frac{SRC^*-SRC}{SRC}\Big|_{\mathbf{x}} \underset{H_0}{\sim} F_{\{r,N-k\}}$

|**P-247** `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Dist F - 2]`⟩ Respecto a la estimación $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^*$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ *con término constante* bajo las restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$. Si el rango de $\underset{[r\times k]}{\mathbf{A}}$ es r, N es el tamaño muestral y k el número de regresores del modelo sin restringir. ¿Cuáles de los siguientes estadísticos tienen una distribución F con r y $N-k$ grados de libertad?: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

■ $\frac{N-k}{r}\frac{R^2-R^{2*}}{1-R^2}$

[B] $\frac{N-k}{r}\frac{R^{2*}-R^2}{1-R^2}$

[C] $\frac{N-k}{r}\frac{R^{2*}-R^2}{R^2}$

[D] *Ninguno de los anteriores.*

Explicación: Si ambos modelos, restringido y sin restringir, tienen término constante, entonces resulta que $SRC = STC - SEC$, y también $SRC^* = STC - SEC^*$; y por tanto, $R^2 = \frac{SEC}{STC}$ y también $R^{2*} = \frac{SEC^*}{STC}$. Así podemos re-escribir el estadístico como:

$$\mathcal{F} = \frac{N-k}{r}\cdot\frac{(STC-SEC^*)-(STC-SEC)}{STC-SEC} \qquad \text{por ser modelo con término cte.}$$

$$= \frac{N-k}{r}\cdot\frac{SEC-SEC^*}{STC-SEC}$$

$$= \frac{N-k}{r}\cdot\frac{R^2-R^{2*}}{1-R^2} \qquad \text{dividiendo y multiplicando por } STC$$

|**P-248** `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Dist F - 3]`⟩ Respecto a la estimación $\widehat{\boldsymbol{\beta}}^*$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo las restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$. Si el rango de $\underset{[r\times k]}{\mathbf{A}}$ es r, N es el tamaño muestral y k el número de regresores del modelo sin restringir. ¿Cuáles de los siguientes estadísticos tienen una distribución t de Student con $N-k$ grados de libertad?: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

[A] $\frac{N-k}{r}\frac{SRC^*-SRC}{SRC}$

[B] $\frac{N-k}{r}\frac{SRC-SRC^*}{SRC^*}$

[C] $\frac{N-k}{r}\frac{SRC-SRC^*}{SRC}$

■ *Ninguno de los anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Solo uno de ellos tiene distribución F, pero ninguno tiene distribución t de Student

|**P-249** `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Dist F - 4]`⟩ Respecto a la estimación $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}$ en el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$ bajo las restricciones lineales $\mathbf{A}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{c}$. Si el rango de $\underset{[r\times k]}{\mathbf{A}}$ es r, N es el tamaño muestral y k el número de regresores del modelo sin restringir. ¿Cuáles de los siguientes estadísticos tienen una distribución que es el cuadrado de una t de Student con $N-k$ grados de libertad?: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

- A $\frac{N-k}{r}\frac{SRC^*-SRC}{SRC}$ con $r \neq 1$.
- ■ $\frac{N-k}{r}\frac{SRC^*-SRC}{SRC}$ con $r = 1$.
- C $\frac{N-k}{r}\frac{SRC-SRC^*}{SRC}$ con $N > k$.
- D *Ninguno de los anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Cuando hay una única restricción la distribución F con 1 y $N-k$ grados de libertad es el cuadrado de una distribución t de Student con $N-k$ grados de libertad.

|**P-250** `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Cobb-Douglas con restriccion de rendimientos de escala constantes - 1]`⟩ Si una función de producción Cobb-Douglas: $\ln \boldsymbol{Q} = \beta_1 + \beta_2 \ln \boldsymbol{L} + \beta_3 \ln \boldsymbol{K} + \boldsymbol{U}$, (donde $\boldsymbol{Q}$, $\boldsymbol{L}$ y $\boldsymbol{K}$ representan, respectivamente, la producción, trabajo y capital de un conjunto de empresas, y ln representa el logaritmo neperiano) se estima imponiendo la restricción de que los rendimientos a escala son constantes: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

- ■ El estimador $\widehat{\beta_2^*}$ puede ser sesgado, aunque su varianza nunca será mayor que la de $\widehat{\beta_2}$.
- B El estimador $\widehat{\beta_3^*}$ es insesgado, incluso si la función de producción presenta rendimientos decrecientes a escala.
- C Si la función de producción presenta rendimientos crecientes a escala, la varianza del estimador $\widehat{\beta_2^*}$ será mayor que la de $\widehat{\beta_2}$.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
La restricción de rendimientos constantes a escala supone $\beta_2 + \beta_3 = 1$ y por tanto es una restricción lineal.

|**P-251** `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Cobb-Douglas con restriccion de rendimientos de escala constantes - 2]`⟩ Si una función de producción Cobb-Douglas: $\ln \boldsymbol{Q} = \beta_1 + \beta_2 \ln \boldsymbol{L} + \beta_3 \ln \boldsymbol{K} + \boldsymbol{U}$, (donde $\boldsymbol{Q}$, $\boldsymbol{L}$ y $\boldsymbol{K}$ representan, respectivamente, la producción, trabajo y capital de un conjunto de empresas, y ln representa el logaritmo neperiano) se estima y se quiere contrastar si los rendimientos a escala son constantes frente a que no lo sean:

- ■ El contraste se puede realizar tanto con un test de la F como uno de la t de student.
- B El contraste se puede realizar con solo con un test de la F.
- C El contraste se puede realizar con solo con un test t de student.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Como $H_0 : \beta_2 + \beta_3 = 1$ tiene una única restricción lineal y la hipótesis alternativa es $H_1 : \beta_2 + \beta_3 \neq 1$, el test es bilateral. Por tanto se puede realizar tanto con un test de la F como uno de la t de student.
El test de la F puede contrastar hipótesis con una o más restricciones lineales, pero siempre es bilateral.
El test de la t puede contrastar hipótesis con una única restricción, pero puede ser tanto bilateral como de una sola cola (alternativas de la forma "mayor que" o "menor que".

P-252 `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Cobb-Douglas con restriccion de rendimientos de escala constantes - 3]`⟩ Si una función de producción Cobb-Douglas: $\ln \boldsymbol{Q} = \beta_1 + \beta_2 \ln \boldsymbol{L} + \beta_3 \ln \boldsymbol{K} + \boldsymbol{U}$, (donde $\boldsymbol{Q}$, $\boldsymbol{L}$ y $\boldsymbol{K}$ representan, respectivamente, la producción, trabajo y capital de un conjunto de empresas, y ln representa el logaritmo neperiano) se estima y se quiere contrastar si los rendimientos a escala son constantes frente a que sean decrecientes:

- [A] El contraste se puede realizar tanto con un test de la F como uno de la t de student.
- [B] El contraste se puede realizar con solo con un test de la F.
- ■ El contraste se puede realizar con solo con un test t de student.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

P-253 `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Cobb-Douglas con restriccion de rendimientos de escala constantes - 4]`⟩ Si una función de producción Cobb-Douglas: $\ln \boldsymbol{Q} = \beta_1 + \beta_2 \ln \boldsymbol{L} + \beta_3 \ln \boldsymbol{K} + \boldsymbol{U}$, (donde $\boldsymbol{Q}$, $\boldsymbol{L}$ y $\boldsymbol{K}$ representan, respectivamente, la producción, trabajo y capital de un conjunto de empresas, y ln representa el logaritmo neperiano) se estima y se quiere contrastar si los rendimientos a escala son constantes y que $\beta_1 = 0$:

- [A] El contraste se puede realizar tanto con un test de la F como uno de la t de student.
- ■ El contraste se puede realizar con solo con un test de la F.
- [C] El contraste se puede realizar con solo con un test t de student.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

P-254 `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Cobb-Douglas con restriccion de rendimientos de escala constantes - 5]`⟩ Si una función de producción Cobb-Douglas: $\ln \boldsymbol{Q} = \beta_1 + \beta_2 \ln \boldsymbol{L} + \beta_3 \ln \boldsymbol{K} + \boldsymbol{U}$, (donde $\boldsymbol{Q}$, $\boldsymbol{L}$ y $\boldsymbol{K}$ representan, respectivamente, la producción, trabajo y capital de un conjunto de empresas, y ln representa el logaritmo neperiano) se estima y se quiere contrastar si los rendimientos a escala son constantes frente a que sean decrecientes y que $\beta_1 \geq 0$:

- [A] El contraste se puede realizar tanto con un test de la F como uno de la t de student.
- [B] El contraste se puede realizar con solo con un test de la F.
- [C] El contraste se puede realizar con solo con un test t de student.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

P-255 `[Estimacion MCO con restricciones lineales - Cobb-Douglas con restriccion de rendimientos de escala constantes - 6]`⟩ Si una función de producción Cobb-Douglas: $\ln \boldsymbol{Q} = \beta_1 + \beta_2 \ln \boldsymbol{L} + \beta_3 \ln \boldsymbol{K} + \boldsymbol{U}$, (donde $\boldsymbol{Q}$, $\boldsymbol{L}$ y $\boldsymbol{K}$ representan, respectivamente, la producción, trabajo y capital de un conjunto de empresas, y ln representa el logaritmo neperiano) se estima imponiendo la restricción de que los rendimientos a escala son constantes: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

- [A] El estimador $\widehat{\beta_2^*}$ puede ser sesgado, aunque su varianza es mayor o igual que la de $\widehat{\beta_2}$.
- [B] El estimador $\widehat{\beta_3^*}$ es insesgado, incluso si la función de producción presenta rendimientos decrecientes a escala.
- [C] Si la función de producción presenta rendimientos crecientes a escala, la varianza del estimador $\widehat{\beta_2^*}$ será mayor que la de $\widehat{\beta_2}$.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-256** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Cuando las estimaciones MCO y MCO restringida coinciden - 1`]⟩ En el modelo de regresión $\boldsymbol{y} = \beta_1 \cdot \boldsymbol{1} + \beta_2 \cdot \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \cdot \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ se desea contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_2 - \beta_3 = 1$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \beta_2 - \beta_3 \neq 1$. Si con una muestra de 20 observaciones el valor calculado del estadístico t correspondiente es igual a 0, entonces: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

■ SRC^* del modelo estimado imponiendo H_0 es igual que SRC.

[B] La diferencia entre las estimaciones MCO de β_2 y β_3 es distinta de 1.

[C] SRC^* del modelo estimado imponiendo H_0 es mayor que SRC.

[D] No puede rechazarse H_0 al 1% de significación, pero sí debe rechazarse al 10%.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
La restricción es $\beta_2 - \beta_3 = \begin{bmatrix}0 & 1 & -1\end{bmatrix} \boldsymbol{\beta} = \mathbf{R}\boldsymbol{\beta} = 1$; y el estadístico t es $\frac{\mathbf{R}\widehat{\boldsymbol{\beta}}-1}{\mathrm{Dt}\left(\mathbf{R}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\right)}$. El estadístico es cero si y solo si $\mathbf{R}\widehat{\boldsymbol{\beta}} = 1$; y por tanto la estimación MCO sin restricciones verifica la restricción, es decir, $\widehat{\beta_2} - \widehat{\beta_3} = 1$. En tal caso imponer la restricción en la estimación no cambia los valores estimados (ni los errores, ni el ajuste). Además, al ser el valor del estadístico igual a cero (p-valor$= 1$), nunca se puede rechazar H_0.

|**P-257** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Cuando las estimaciones MCO y MCO restringida coinciden - 2`]⟩ En el modelo de regresión $\boldsymbol{y} = \beta_1 \cdot \boldsymbol{1} + \beta_2 \cdot \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \cdot \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ se desea contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_2 - \beta_3 = 1$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \beta_2 - \beta_3 \neq 1$. Si con una muestra de 20 observaciones el valor calculado del estadístico t correspondiente es distinto de 0, entonces: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

[A] SRC^* del modelo estimado imponiendo H_0 es menor que SRC.

■ La diferencia entre las estimaciones MCO de β_2 y β_3 es distinta de 1.

[C] SRC^* del modelo estimado imponiendo H_0 es igual que SRC.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-258** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Cuando las estimaciones MCO y MCO restringida coinciden - 3`]⟩ En el modelo de regresión $\boldsymbol{y} = \beta_1 \cdot \boldsymbol{1} + \beta_2 \cdot \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \cdot \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ se desea contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_2 - \beta_3 = 1$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \beta_2 - \beta_3 \neq 1$. Si con una muestra de 20 observaciones el valor calculado del estadístico t correspondiente es igual a 0, entonces: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

[A] SRC^* del modelo estimado imponiendo H_0 es menor que SRC.

■ La diferencia entre las estimaciones MCO de β_2 y β_3 es igual a 1.

[C] SRC^* del modelo estimado imponiendo H_0 es mayor que SRC.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-259** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Cuando las estimaciones MCO y MCO restringida coinciden - 4`]⟩ En el modelo de regresión $\boldsymbol{y} = \beta_1 \cdot \mathbf{1} + \beta_2 \cdot \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \cdot \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ se desea contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_2 - \beta_3 = 1$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \beta_2 - \beta_3 \neq 1$. Si con una muestra de 20 observaciones el valor calculado del estadístico t correspondiente es igual a 0, entonces: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

- [A] SRC^* del modelo estimado imponiendo H_0 es menor que SRC.
- [B] La diferencia entre las estimaciones MCO de β_2 y β_3 es distinta de 1.
- [C] ${R^2}^*$ del modelo estimado imponiendo H_0 es menor que R^2.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-260** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Cuando las estimaciones MCO y MCO restringida coinciden - 5`]⟩ En el modelo de regresión $\boldsymbol{y} = \beta_1 \cdot \mathbf{1} + \beta_2 \cdot \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \cdot \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ se desea contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_2 - \beta_3 = 1$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \beta_2 - \beta_3 \neq 1$. Si con una muestra de 20 observaciones el valor calculado del estadístico t correspondiente es igual a 0, entonces: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

- [A] SRC^* del modelo estimado imponiendo H_0 es menor que SRC.
- [B] La diferencia entre las estimaciones MCO de β_2 y β_3 es distinta de 1.
- ■ ${R^2}^*$ del modelo estimado imponiendo H_0 es igual a R^2.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-261** [`Estimacion MCO con restricciones lineales - Cuando las estimaciones MCO y MCO restringida coinciden - 6`]⟩ En el modelo de regresión $\boldsymbol{y} = \beta_1 \cdot \mathbf{1} + \beta_2 \cdot \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \cdot \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ se desea contrastar la hipótesis nula $H_0 : \beta_2 - \beta_3 = 1$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \beta_2 - \beta_3 \neq 1$. Si con una muestra de 20 observaciones el valor calculado del estadístico t correspondiente es distinto de 0, entonces: (el asterísco "*" indica estimación MCR y sin asterísco estimación MCO)

- ■ SRC^* del modelo estimado imponiendo H_0 es mayor que SRC.
- [B] La diferencia entre las estimaciones MCO de β_2 y β_3 es igual a 1.
- [C] ${R^2}^*$ del modelo estimado imponiendo H_0 es mayor o igual que R^2.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-262** [`Modelos con Logaritmos - Lograr linealidad en los parametros tras una trasformacion logaritmica del modelo - 1`]⟩ Indique en cuáles de los siguientes modelos NO se podrían estimar por MCO los parámetros β_1 y β_2 (*ni tan siquiera tras una trasformación del modelo*):

- ■ $Y_n = \beta_1 + x_n^{1/\beta_2} + U_n$.
- [B] $Y_n = e^{\beta_1} x_n^{\beta_2} e^{U_n}$.
- [C] $Y_n = e^{(\beta_1 + \beta_2 x_n + U_n)}$.
- [D] *Ninguno de ellos se puede transformar para obtener un modelo lineal en los parámetros*

Explicación:

- $Y_n = \beta_1 + x_n^{1/\beta_2} + U_n \quad \to \quad \log Y_n = \log\left(\beta_1 + x_n^{1/\beta_2} + U_n\right)$
- $Y_n = e^{\beta_1} x_n^{\beta_2} e^{U_n} \quad \to \quad \log Y_n = \beta_1 + \beta_2 \log x_n + U_n$ (lineal en los parámetros)
- $Y_n = e^{(\beta_1 + \beta_2 x_n + U_n)} \quad \to \quad \log Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ (lineal en los parámetros)

|**P-263** [`Modelos con Logaritmos - Lograr linealidad en los parametros tras una trasformacion logaritmica del modelo - 2`]⟩ Indique en cuáles de los siguientes modelos NO se podrían estimar por MCO los parámetros β_1 y β_2 (*ni tan siquiera tras una trasformación del modelo*):

- [A] $Y_n = e^{(\beta_1+\beta_2\frac{1}{x_n}+U_n)}$.
- [B] $Y_n = e^{\beta_1}x_n^{\beta_2}e^{U_n}$.
- [C] $Y_n = e^{(\beta_1+\beta_2 x_n+U_n)}$.
- ■ *Todos se pueden transformar para obtener un modelo lineal en los parámetros*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
$Y_n = e^{(\beta_1+\beta_2\frac{1}{x_n}+U_n)} \quad \to \quad \log Y_n = \beta_1+\beta_2\frac{1}{x_n}+U_n$ (lineal en los parámetros)

|**P-264** [`Modelos con Logaritmos - Lograr linealidad en los parametros tras una trasformacion logaritmica del modelo - 3`]⟩ Indique en cuáles de los siguientes modelos se podrían estimar por MCO los parámetros β_1 y β_2 *tras una trasformación logarítmica del modelo*:

- [A] $Y_n = \beta_1 + x_n^{1/\beta_2} + U_n$.
- [B] $Y_n = e^{(\beta_1 x_n^{\beta_2})}e^{U_n}$.
- [C] $Y_n = e^{(\beta_1+\beta_2^{U_n}x_n)}$.
- ■ *Ninguno de ellos se puede transformar para obtener un modelo lineal en los parámetros*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

- $Y_n = e^{(\beta_1 x_n^{\beta_2})}e^{U_n} \quad \to \quad \log Y_n = \beta_1 x_n^{\beta_2} + U_n$
- $Y_n = e^{(\beta_1+\beta_2^{U_n}x_n)} \quad \to \quad \log Y_n = \beta_1 + \beta_2^{U_n}x_n$

|**P-265** [`Modelos con Logaritmos - Lograr linealidad en los parametros tras una trasformacion logaritmica del modelo - 4`]⟩ Indique en cuál de los siguientes modelos NO se podrían estimar por MCO los parámetros β_1 y β_2 (*ni tan siquiera tras una trasformación del modelo*):

- ■ $Y_n = e^{(\beta_1+\beta_2^{U_n}x_n)}$.
- [B] $Y_n = e^{\beta_1}x_n^{\beta_2}e^{U_n}$.
- [C] $Y_n = e^{\beta_1+\beta_2 x_n+U_n}$.
- [D] *Todos se pueden transformar para obtener un modelo lineal en los parámetros*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-266** [`Consumo de bienes duraderos - Gujarati Tabla 6.3 - 1`]⟩ Con datos trimestrales sobre el consumo (en miles de millones de en dólares de 1992) de familias americanas en los años 90 se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{LGBduraderos}} = \underset{(0.62879)}{-9.70900} + \underset{(0.074336)}{1.90689}\ \text{LConsumo}$$

donde *LGBduraderos* es el *logaritmo* del gasto en bienes duraderos y *LConsumo* es el *logaritmo* del gasto total en consumo de las familias (Desviaciones típicas entre paréntesis). A la luz del resultado

■ Un incremento de un 1% en el consumo total supone un incremento aprox. de 1.91% en el consumo de B. duraderos

B Un incremento de un 1$ en consumo total supone un incremento aprox. de 1.91 miles de millones de dólares.

C Un incremento de un 1% en el consumo total supone un incremento aprox. de 0.0191% en el consumo de B. duraderos

D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Modelo log-log: el regresando está en logaritmos, por lo que la lectura es un cambio relativo del regresando. El regresor está en logaritmos por lo que asumiremos una variación relativa pequeña para que la aproximación no sea demasiado mala (por ejemplo 1% $\sim$ 0.01). Entonces:

$$1.91 \times 0.01 = 0.0191 \sim 1.91\%.$$

|**P-267** [`Consumo de bienes duraderos - Gujarati Tabla 6.3 - 2`]⟩ Con datos trimestrales sobre el consumo (en miles de millones de dólares de 1992) de familias americanas en los años 90 se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{LGBduraderos}} = \underset{(0.0092939)}{6.22579} + \underset{(0.00070893)}{0.0146323}\ \text{t}$$

donde *LGBduraderos* es el *logaritmo* del gasto en bienes duraderos y t es un índice de tiempo (Desviaciones típicas entre paréntesis). A la luz del resultado en el periodo muestral

■ La tasa de crecimiento trimestral del consumo es del 1.46%

B En media el consumo crece en 1.46 miles de millones de dólares al trimestre.

C La tasa de crecimiento trimestral del consumo es del 0.0146%

D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Modelo log-lin: el regresando está en logaritmos, por lo que la lectura es un cambio relativo del regresando. El regresor está en niveles por lo que asumiremos una variación un solo trimestre. Entonces:

$$0.0146 \times 1 = 0.0146 \sim 1.46\%.$$

|**P-268** [`Consumo de bienes duraderos - Gujarati Tabla 6.3 - 3`]⟩ Con datos trimestrales sobre el consumo (en miles de millones de dólares de 1992) de familias americanas en los años 90 se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{GBduraderos}} = \underset{(7.1593)}{496.319} + \underset{(0.51472)}{9.49169}\,\text{t}$$

donde *GBduraderos* es el gasto en bienes duraderos y t es un índice de tiempo (Desviaciones típicas entre paréntesis). A la luz del resultado en el periodo muestral

- A La tasa de crecimiento trimestral del consumo es del 0.0949%
- ■ En media el consumo crece trimestralmente 9.49 miles de millones de dólares.
- C La tasa de crecimiento trimestral del consumo es del 9.49%
- D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Modelo lin-lin: el modelo es lineal en las variables.

$$9.49 \times 1 = 9.49 \text{ en las unidades en que está expresado el regresando.}$$

|**P-269** [`Consumo de comida - Gujarati Tabla 2.8 - 1`]⟩ Con datos del gastos en consumo totales y gastos en alimentos de varias familias de la India (en rupias) se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{foodexp}} = \underset{(341.12)}{-1236.59} + \underset{(52.983)}{249.502}\,\text{l\_totexp}$$

donde *foodexp* es el gasto en alimentos y *totexp* es el *logaritmo* del gasto total de las familias (desviaciones típicas entre paréntesis). A la luz del resultado, aproximadamente:

- A Una rupia adicional en el gasto total supone un aumento medio de 2.50 rupias en el gasto en alimentación.
- ■ Un 1% adicional en el gasto total supone un aumento medio de 2.50 rupias en el gasto en alimentación.
- C Una rupia adicional en el gasto total supone un aumento del 2.50% en el gasto en alimentación
- D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Modelo lin-log: el regresando está en niveles, por lo que la lectura es un cambio absoluto medio medido en las unidades del regresando. El regresor está en logaritmos por lo que asumiremos una variación relativa pequeña para que la aproximación no sea demasiado mala (por ejemplo 1% $\sim$ 0.01). Entonces:

$$249.50 \times 0.01 = 2.50 \text{ rupias.}$$

|**P-270** [`Consumo de comida - Gujarati Tabla 2.8 - 2`]⟩ Con datos del gastos en consumo totales y gastos en alimentos de varias familias de la India (en rupias) se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{foodexp}} = \underset{(329.67)}{-1441.70} + \underset{(51.267)}{282.840}\,\text{l\_totexp}$$

donde *foodexp* es el gasto en alimentos y *totexp* es el *logaritmo* del gasto total de las familias (desviaciones típicas entre paréntesis). ¿Qué afirmación representa una mejor aproximación?

$\boxed{\text{A}}$ Un 10% adicional en el gasto total supone aproximadamente un aumento medio de 28.28 rupias en el gasto en alimentación.

$\boxed{\text{B}}$ Un 1% adicional en el gasto total supone aproximadamente un aumento medio de 2.828 rupias en el gasto en alimentación.

■ Un 0.1% adicional en el gasto total supone aproximadamente un aumento medio de 0.2828 rupias en el gasto en alimentación.

$\boxed{\text{D}}$ *Las aproximaciones anteriores son igualmente buenas por ser equivalentes.*

Explicación: La interpretación con solo es correcta con una variación infinitesimal, así que la afirmación más aproximada es la que asume un menor incremento relativo del regresor.

|**P-271** [`Consumo de comida - Gujarati Tabla 2.8 - 3`]⟩ Con datos del gastos en consumo totales y gastos en alimentos de varias familias de la India (en rupias) se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{foodexp}} = \underset{(326.24)}{-1341.46} + \underset{(50.634)}{265.840}\,\text{l\_totexp}$$

donde *foodexp* es el gasto en alimentos y *totexp* es el *logaritmo* del gasto total de las familias (desviaciones típicas entre paréntesis). A la luz del resultado, aproximadamente:

$\boxed{\text{A}}$ Una rupia adicional en el gasto total supone un aumento medio de 2.66 rupias en el gasto en alimentación.

$\boxed{\text{B}}$ Un 1% adicional en el gasto total supone un aumento medio de 2.66% en el gasto en alimentación.

$\boxed{\text{C}}$ Una rupia adicional en el gasto total supone un aumento del 2.66% en el gasto en alimentación

■ *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación:Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-272** [`Consumo de comida - Ramanathan Ex 6.1 - 1`]⟩ Con datos del precio (miles de dólares) y superfie (en pies al cuadrado) de casas unifamiliares en el Campus de San Diego se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{price}} = \underset{(254.97)}{-1431.29} + \underset{(33.804)}{231.831}\,\text{l\_sqft}$$

donde *price* es el precio y *l_sqft* es el *logaritmo* de la superficie (desviaciones típicas entre paréntesis). A la luz del resultado, aproximadamente:

$\boxed{\text{A}}$ Un pie cuadrado adicional de superficie supone un aumento medio de 231.8 dólares.

■ Un 1% adicional de la superficie supone un aumento medio de 2318 dólares.

$\boxed{\text{C}}$ Un 1% adicional de la superficie supone un aumento del 2.318% en el precio.

$\boxed{\text{D}}$ *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación:Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-273** [`Salario de profesores - Gujarati Tabla 9.1 - 1`]⟩ Con datos del salario medio en escuelas públicas de EEUU se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{SALARY}} = \underset{(1044.5)}{26465.0} - \underset{(1401.4)}{1786.07}\,\text{D1} - \underset{(1448.5)}{4383.08}\,\text{D2}$$

donde *SALARY* es el salario (**en dólares**), *D1* es uno para estados del Norte o Noreste y cero para el resto; y *D2* es uno para estados del Sur y cero para el resto (desviaciones típicas entre paréntesis). Aproximadamente el salario medio estimado (**en dólares**) en los estados del

A Oeste es 20296.	■ Norte es 24679.
B Sur es 4383.	D *Ninguna de las anteriores*

Explicación:

- Si el estado es del Oeste, tanto *D1* como *D2* son cero, por lo que la constante estimada será el salario medio de los estados del Oeste: 26465
- Si el estado es del Sur, *D1* es cero y *D2* es uno, por lo que al valor de la constante se le añade el valor estimado para parámetro que acompaña *D2*: $26465 + (-4383) = 22082$
- Si el estado es del Noroeste, *D1* es uno y *D2* es cero, por lo que al valor de la constante se le añade el valor estimado para parámetro que acompaña *D1*: $26465 + (-1786) = 24679$

|**P-274** [`Salario de profesores - Gujarati Tabla 9.1 - 1M`]⟩ Con datos del salario medio en escuelas públicas de EEUU se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{SALARY}} = \underset{(1342.9)}{26746.8} - \underset{(1711.8)}{2805.30}\,\text{D1} - \underset{(1758.2)}{3491.73}\,\text{D2}$$

donde *SALARY* es el salario (en dólares), *D1* es uno para estados del Norte o Noreste (cero para el resto) y *D2* es uno para estados del Sur (y cero para el resto)
(desviaciones típicas entre paréntesis). Calcule el salario medio (**en miles de dólares**) de un profesor de un estado del **Sur**. (*Codifique el resultado en la hoja de respuestas*)
Explicación:Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Además, como el parámetro el asociado a *D2* recoge la diferencia de salario entre el grupo de referencia y los estados del Sur, un profesor que enseñe en un estado de sur cobrará $\frac{-3491,7}{1000}$ miles de dólares menos que uno del Oeste.

|**P-275** [`Salario de profesores - Gujarati Tabla 9.1 - 2`]⟩ Con datos del salario medio en escuelas públicas de EEUU se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{SALARY}} = \underset{(1573.6)}{13231.6} - \underset{(989.89)}{1193.76}\,\text{D1} - \underset{(1008.1)}{899.792}\,\text{D2} + \underset{(0.33951)}{3.24090}\,\text{SPENDING}$$

donde *SALARY* es el salario (en dólares), *D1* es uno para estados del Norte o Noreste (cero para el resto), *D2* es uno si el estado es del Sur (y cero para el resto) y *SPENDNG* es el gasto por alumno que dedica cada estado (desviaciones típicas entre paréntesis). A la luz del resultado, el salario medio **en dólares** si el estado gasta 3200 dolares por alumno y se encuentra al

■ Oeste es 23602.48.	C Noreste es 9177.11.
B Sur es 11270.66.	D *Ninguna de las anteriores*

Explicación:Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-276** `[Salario de profesores - Gujarati Tabla 9.1 - 2M]`⟩ Con datos del salario medio en escuelas públicas de EEUU se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{SALARY}} = \underset{(1680.4)}{13147.3} - \underset{(978.52)}{1496.31}\,\text{D1} - \underset{(1063.4)}{1155.28}\,\text{D2} + \underset{(0.36780)}{3.31361}\,\text{SPENDING}$$

donde *SALARY* es el salario (en dólares), *D1* es uno para estados del Norte o Noreste (cero para el resto), *D2* es uno para estados del Sur (cero para el resto) y *SPENDNG* es el gasto por alumno que dedica cada estado (desviaciones típicas entre paréntesis). Calcule el salario medio (**en miles de dólares**) de un profesor de un estado del **Noreste** que gasta 3200 \$ por alumno. (*Codifique el resultado en la hoja de respuestas*)

|**P-277** `[Hipotesis del MLG - Consecuencias de presencia de multicolinealidad exacta - 1]`⟩ La multicolinealidad exacta de los regresores de un modelo lineal del tipo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$:

■ Implica que las ecuaciones normales del ajuste MCO tienen infinitas soluciones.

B Implica que las ecuaciones normales del ajuste MCO no tienen ninguna solución.

C Ocurre si todas las variables ficticias suman **1** y no hay término constante en el modelo.

D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: La multicolinealidad exacta se da cuando las colummnas de $\mathbf{X}$ son linealmente dependientes (y esto puede ocurrir independientemente de que haya o no haya término constante o variables ficticias). Por otra parte, el sistema de ecuaciones normales $\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{X}^\intercal\boldsymbol{y}$ siempre es compatible (siempre tiene solución); pero en el caso de que haya multicolinealidad exacta, la matriz de coeficientes $\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}$ es singular y por tanto el sistema de ecuaciones normales es indeterminado (tiene infinitas soluciones).

|**P-278** `[Hipotesis del MLG - Consecuencias de presencia de multicolinealidad exacta - 2]`⟩ La multicolinealidad exacta de los regresores de un modelo lineal del tipo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$:

■ Ocurre si todas las variables ficticias suman **1** y hay término constante en el modelo.

B Ocurre si todas las variables ficticias suman **1** y no hay término constante en el modelo.

C Siempre se debe a la presencia de variables ficticias como regresores.

D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Si hay término constante y las variables ficticias suman **1**, entonces los regresores son linealmente dependientes.

|**P-279** `[Hipotesis del MLG - Consecuencias de presencia de multicolinealidad exacta - 3]`⟩ La multicolinealidad exacta de los regresores de un modelo lineal del tipo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$:

A Sólo puede ocurrir cuando el modelo no tiene término constante.

B Siempre se debe a la presencia de variables ficticias como regresores.

C Implica que las ecuaciones normales del ajuste MCO no tienen ninguna solución.

■ *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-280** [`Multicolinealidad - Significacion individual y conjunta de los parametros - 1`]⟩
En el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, si se cumplen todas las hipótesis clásicas y además existe un alto grado de colinealidad entre los regresores:

■ Es probable que aunque se rechace la hipótesis conjunta $(\beta_2, \ldots, \beta_k)^\intercal = (0, \ldots, 0)^\intercal$, NO se rechace ninguna de las hipótesis individuales: $\beta_j = 0,\ j = 1, \ldots, k$ por separado.

B El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ no es único.

C Las varianzas estimadas de los estimadores MCO de $\beta_1, \ldots, \beta_k$ son muy grandes, por lo que dichos estimadores dejan de ser eficientes.

D Las covarianzas estimadas entre los estimadores MCO de $\beta_1, \ldots, \beta_k$ son nulas.

Explicación: Aunque haya un alto grado de multicolinealidad entre los regresores, las columnas de la matriz $\mathbf{X}$ no dejan de ser linealmente independientes, por lo que existe $(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$ y el estimador MCO está definido. No obstante, el determinante de $\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X}$ será muy pequeño, lo que hará que las varianzas de los estimadores sean enormes (pero siempre menores o iguales a las de cualquier otro estimador lineal e insesgado, que serán aun mayores). Esa *bajísima precisión de los estimadores individuales* ocasiona que muy dificilmente se pueda rechazar ninguna hipótesis individual, pues la incertidumbre sobre los valores individuales de los parámetros es enorme (dicho de otra forma, la estimación por intervalos arroja unos intervalos muy, muy, muy grandes).
En general, $(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$ nunca es diagonal, por lo que las covarianzas estimadas entre los estimadores MCO nunca son nulas.

|**P-281** [`Multicolinealidad - Significacion individual y conjunta de los parametros - 2`]⟩
En el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, si se cumplen todas las hipótesis clásicas y además existe un alto grado de colinealidad entre los regresores:

A Es probable que aunque NO se rechace la hipótesis conjunta $(\beta_2, \ldots, \beta_k)^\intercal = (0, \ldots, 0)^\intercal$, se rechacen todas las hipótesis individuales $\beta_1 = 0, \ldots, \beta_k = 0$ por separado.

■ Es probable que aunque se rechace la hipótesis conjunta $(\beta_2, \ldots, \beta_k)^\intercal = (0, \ldots, 0)^\intercal$, NO se rechace ninguna de las hipótesis individuales $\beta_1 = 0, \ldots, \beta_k = 0$ por separado.

C Las varianzas estimadas de los estimadores MCO de $\beta_1, \ldots, \beta_k$ son muy grandes, por lo que dichos estimadores dejan de ser eficientes.

D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-282** [`Multicolinealidad - Significacion individual y conjunta de los parametros - 3`]⟩
En el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, si se cumplen todas las hipótesis clásicas y además existe un alto grado de colinealidad entre los regresores:

A Es probable que aunque NO se rechace la hipótesis conjunta $(\beta_2, \ldots, \beta_k)^\intercal = (0, \ldots, 0)^\intercal$, se rechacen todas las hipótesis individuales $\beta_1 = 0, \ldots, \beta_k = 0$ por separado.

B El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ no es único.

C Las varianzas estimadas de los estimadores MCO de $\beta_1, \ldots, \beta_k$ son muy grandes, por lo que dichos estimadores dejan de ser eficientes.

■ *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-283** [`Multicolinealidad - Significacion individual y conjunta de los parametros - 4`]⟩
En el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, si se cumplen todas las hipótesis clásicas y además existe un alto grado de colinealidad entre los regresores:

- [A] Es probable que aunque NO se rechace la hipótesis conjunta $(\beta_2, \dots, \beta_k)^\intercal = (0, \dots, 0)^\intercal$, se rechacen todas las hipótesis individuales $\beta_1 = 0, \dots, \beta_k = 0$ por separado.
- [B] El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ no es único.
- ■ Aunque las varianzas estimadas de los estimadores MCO de $\beta_1, \dots, \beta_k$ son muy grandes, dichos estimadores son eficientes.
- [D] *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-284** [`Multicolinealidad - Precision en las estimaciones MCO - 1`]⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, si se cumplen todas las hipótesis clásicas y además existe un alto grado de colinealidad entre los regresores, el estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$:

- ■ Es poco preciso.
- [B] Es sesgado
- [C] Es ineficiente porque su matriz de varianzas-covarianzas ya no es $\sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$.
- [D] No es único

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-285** [`Multicolinealidad - Precision en las estimaciones MCO - 2`]⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, si se cumplen todas las hipótesis clásicas y además existe un alto grado de colinealidad entre los regresores, el estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$:

- [A] Es sesgado
- [B] Es ineficiente porque su matriz de varianzas-covarianzas ya no es $\sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$.
- [C] No es único
- ■ *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-286** [`Multicolinealidad - Precision en las estimaciones MCO - 3`]⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, si se cumplen todas las hipótesis clásicas y además existe un alto grado de colinealidad entre los regresores, el estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ ¿qué afirmación es FALSA?:

- [A] Es insesgado
- [B] Es eficiente y su matriz de varianzas-covarianzas es $\sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$.
- [C] Es único
- ■ *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-287** [`Multicolinealidad - Precision en las estimaciones MCO - 4`]⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, si se cumplen todas las hipótesis clásicas y además existe un alto grado de colinealidad entre los regresores, el estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ ¿qué afirmación es FALSA?:

- [A] Es insesgado
- ■ Es ineficiente porque su matriz de varianzas-covarianzas ya no es $\sigma^2(\mathbf{X}^\intercal\mathbf{X})^{-1}$.
- [C] Es único
- [D] *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-288** [`Multicolinealidad - Consecuencias de la elevada correlacion entre regresores - 1`]⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, si se cumplen todas las hipótesis clásicas y además existe un alto grado de colinealidad entre los regresores, el estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$:

■ Es insesgado y eficiente, aunque la varianza de $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ puede ser muy grande.

B Es sesgado e ineficiente, porque los regresores son linealmente dependientes sólo cuando se ha omitido alguna variable explicativa relevante del modelo.

C No es único, porque el determinante de la matriz $\mathbf{X}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}$ es igual a cero.

D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-289** [`Multicolinealidad - Consecuencias de la elevada correlacion entre regresores - 2`]⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, si se cumplen todas las hipótesis clásicas y además existe un alto grado de colinealidad entre los regresores, el estimador $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$:

A Es insesgado pero ineficiente ya que la varianza de $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ es muy grande y por tanto es muy impreciso.

B Es sesgado porque los regresores serán linealmente independientes cuando se ha omitido alguna variable explicativa relevante del modelo.

C No es único, porque el determinante de la matriz $\mathbf{X}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}$ es igual a cero.

■ *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-290** [`Multicolinealidad - Incumplimiento de rango completo por columnas de X - 1`]⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, la hipótesis de ausencia de multicolinealidad exacta NO se cumple cuando:

■ El coeficiente de correlación lineal simple de algún par de regresores es uno en valor absoluto.

B El vector de datos de la variable dependiente es combinación lineal de los regresores.

C Los regresores son linealmente independientes entre sí.

D La covarianza muestral entre algún par de variables explicativas es igual a cero.

Explicación: Cuando el coeficiente de correlación lineal simple entre dos regresores es igual a uno en valor absoluto, uno de ellos es múltiplo del otro.

|**P-291** [`Multicolinealidad - Incumplimiento de rango completo por columnas de X - 2`]⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, la hipótesis de ausencia de multicolinealidad exacta NO se cumple cuando:

A El coeficiente de correlación lineal simple de algún par de regresores está próximo a uno en valor absoluto.

B El vector de datos de la variable dependiente es combinación lineal de los regresores.

C La covarianza muestral entre algún par de variables explicativas es igual a cero.

■ *Se cumple en los tres casos anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-292** [`Multicolinealidad - Incumplimiento de rango completo por columnas de X - 3`]⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, la hipótesis de ausencia de multicolinealidad exacta se cumple cuando:

- [A] El vector de datos de la variable dependiente es combinación lineal de los regresores.
- ■ Los regresores son linealmente independientes entre sí.
- [C] La covarianza muestral entre algún par de variables explicativas es igual a cero.
- [D] *No se cumple en ninguno de los casos anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-293** [`Multicolinealidad - Incumplimiento de rango completo por columnas de X - 4`]⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, la hipótesis de ausencia de multicolinealidad exacta seguro que se cumple cuando:

- [A] Ningún coeficiente de correlación lineal simple entre regresores es uno en valor absoluto.
- [B] El vector de datos de la variable dependiente es combinación lineal de los regresores.
- [C] La covarianza muestral entre algún par de variables explicativas es igual a cero.
- ■ *No se cumple en ninguno de los casos anteriores.*

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.
Si algún coeficiente de correlación lineal entre regresores es uno en valor absoluto, hay multicolinealidad exacta. Pero puede haber multicolinealidad exacta incluso si ningún coeficiente de correlación lineal simple entre regresores es uno en valor absoluto. Por ejemplo, puede ocurrir que habiendo multicolinealidad exacta porque $\boldsymbol{x}_1 = \boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{x}_3$, sin embargo las correlaciones entre $\boldsymbol{x}_1$, $\boldsymbol{x}_2$ y $\boldsymbol{x}_3$ (tomados de dos en dos) sean menores a uno en valor absoluto (basta para ello que $\boldsymbol{x}_2$ no sea múltiplo de $\boldsymbol{x}_3$) .

|**P-294** [`Multicolinealidad - MCO sigue siendo eficiente - 1`]⟩ Si en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ se cumplen todas las hipótesis clásicas del MLG, pero $\boldsymbol{x}_2$ es aproximadamente (no exactamente) igual a $2 \times \boldsymbol{x}_3$:

- ■ El estimador MCO de β_1 , β_2 y β_3 es eficiente.
- [B] Los parámetros β_1 , β_2 y β_3 no se pueden estimar por MCO.
- [C] El estimador MCO de β_1 , β_2 y β_3 es insesgado pero no es eficiente.
- [D] El estimador MCO de β_1 , β_2 y β_3 es sesgado.

Explicación: Los efectos individuales de uno y otro regresor serán difíciles de estimar, pues ambas varibles tendrán un comportamiento muy, muy parecido. Es decir, habrá un elevado grado de colinealidad entre ambas variables, y por tanto la varianza del estimador será muy elevada. Pero como no hay multicolinealidad exacta, existe el estimador MCO con todas sus buenas propiedades (insesgado y eficiente).

|**P-295** [`Multicolinealidad - MCO sigue siendo eficiente - 2`]⟩ Si en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ se cumplen las hipótesis clásicas del MLG, salvo que $\boldsymbol{x}_2$ es igual a $2 \times \boldsymbol{x}_3$:

- [A] El estimador MCO de β_1 , β_2 y β_3 es eficiente.
- ■ Los parámetros β_1 , β_2 y β_3 no se pueden estimar por MCO.
- [C] El estimador MCO de β_1 , β_2 y β_3 es insesgado pero no es eficiente.
- [D] El estimador MCO de β_1 , β_2 y β_3 es sesgado.

Explicación: Como hay multicolinealidad exacta, es sistema de ecuaciones normales tiene infinitas soluciones; es decir, el estimador MCO no está definido.

|**P-296** [`Multicolinealidad - MCO sigue siendo eficiente - 3`]⟩ Si en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 + \beta_2 \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ se cumplen todas las hipótesis clásicas del MLG, pero $\boldsymbol{x}_2$ es aproximadamente (no exactamente) igual a $2 \times \boldsymbol{x}_3$:

■ El estimador MCO de β_2 y β_3 tiene mucha varianza (es poco preciso).

B Los parámetros β_1 , β_2 y β_3 no se pueden estimar por MCO.

C El estimador MCO de β_1 , β_2 y β_3 es insesgado pero no es eficiente.

D El estimador MCO de β_1 , β_2 y β_3 es sesgado.

Explicación: Véase las explicaciones de las preguntas anteriores.

|**P-297** [`OtrasFormasFuncionales-Reset-1`]⟩ El test Reset

■ Introduce como regresores polinomios de la variable ajustada.

B Introduce como regresores polinomios de la variable endógena.

C Introduce como regresores polinomios de las variables explicativas.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: En el test Reset se regresa la variable endógena sobre los regresores del modelo original y polinomios de la variable ajustada. Por ejemplo, supongamos que el modelo de regresión cuya forma funcional se quiere testar por medio del contraste Reset es el siguiente:

$$y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + u_n \ (n = 1, 2, ..., N) \tag{1}$$

Para formular el contraste Reset, en el que se incluyen términos polinómicos de grado 2 y 3, en primer lugar tenemos que estimar el modelo (1) por MCO y conservar las estimaciones de la variable endógena, es decir, la variable ajustada, i.e., $\widehat{y_n}$. Esa variable ajustada es la que aparecerá elevada al cuadrado y al cubo en la regresión que utilizamos para contrastar la forma funcional por medio de este contraste. Dicha regresión es:

$$y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \delta_1 \widehat{y}_n^2 + \delta_2 \widehat{y}_n^3 + u_n \ (n = 1, 2, ..., N)$$

El contraste Reset es un contraste de restricciones de exclusión donde H_0: $\delta_1 = \delta_2 = 0$. En el caso de no rechazar la H_0, se concluye que la especificación correcta no debe incluir los términos polinómicos; es decir, se prefiere el modelo (1) a uno en el que se incluyan términos polinómicos. En el caso de rechazar H_0, se concluye que la forma funcional del modelo (1) no es correcta y se deben incluir términos polinómicos en la especificación aunque el test Reset no nos proporciona información sobre qué regresores concretos se deben incluir.

|**P-298** [`OtrasFormasFuncionales-Reset-2`]⟩ El test Reset

■ Introduce como regresores polinomios de la varible estimada.

B Introduce como regresores las variables estimadas resultantes de regresar la endógena sobre polinomios de los regresores.

C Introduce como regresores polinomios de las variable endógena.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-299** [`OtrasFormasFuncionales-Reset-3`]⟩ El test Reset

■ Introduce como regresores polinomios de la varible estimada.

B Introduce como regresores logarítmos de la variable estimada.

C Introduce como regresores polinomios de las variables explicativas.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-300** [`OtrasFormasFuncionales-Reset-4`]⟩ El test Reset

■ Es el contraste de restricciones de exclusión para los parámetros δ_1 y δ_2 en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \delta_1 \widehat{y}_n^2 + \delta_2 \widehat{y}_n^3 + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

B Es el contraste de significación conjunta de los parámetros del modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \delta_1 \widehat{y}_n^2 + \delta_2 \widehat{y}_n^3 + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

C Es el contraste de significación individual de los parámetros δ del modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \delta_1 \widehat{y}_n^2 + \delta_2 \widehat{y}_n^3 + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-301** [`OtrasFormasFuncionales-Reset-5`]⟩ El test Reset

■ Contrasta la H_0 $\delta_1 = \delta_2 = 0$ en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \delta_1 \widehat{y}_n^2 + \delta_2 \widehat{y}_n^3 + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

B Contrasta la H_0 $\beta_2 = \beta_3 = \delta_1 = \delta_2 = 0$ $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \delta_1 \widehat{y}_n^2 + \delta_2 \widehat{y}_n^3 + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

C Contrasta dos hipótesis nulas, 1) H_0: $\delta_1 = 0$ y 2) H_0: $\delta_2 = 0$ en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \delta_1 \widehat{y}_n^2 + \delta_2 \widehat{y}_n^3 + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-302** [`OtrasFormasFuncionales-DavidsonMackinnon-1`]⟩ El test Davidson-Mackinnon

■ Introduce en una de sus etapas como regresores en $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$ los valores de la variable ajustada por el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 \log x_{1n} + \beta_3 \log x_{2n} + \beta_4 \log x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

B Introduce en una de sus etapas como regresores en $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$ logaritmos de la variable endógena.

C Introduce en una de sus etapas como regresores en $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$ logaritmos de las variables explicativas.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: En el test Davidson-Mackinnon se realizan dos estimaciones y dos contrastes de significación individual:
En la primera estimación se estima por MCO el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \theta_1 \widehat{\widehat{y}}_n + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$, donde $\widehat{\widehat{y}}$ es la variable ajustada por el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 \log x_{1n} + \beta_3 \log x_{2n} + \beta_4 \log x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.(se regresa la variable endógena sobre los regresores del modelo original y la variable ajustada por el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 \log x_{1n} + \beta_3 \log x_{2n} + \beta_4 \log x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.) Una vez relizada la estimación se contrasta la significación individual del parámetro θ_1. Si la H_0 no se rechaza, no es necesario incluir términos transformados por el logaritmo en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si la H_0 se rechaza, el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$ está mal especificado ya que debe incluir términos transformados por el logaritmo.
En la segunda estimación se estima por MCO el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 \log x_{1n} + \beta_3 \log x_{2n} + \beta_4 \log x_{3n} + \theta_2 \widehat{y}_n + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$, donde $\widehat{y}$ es la variable ajustada por el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$. (se regresa la variable endógena sobre los regresores del modelo original transformados por el logaritmo y la variable ajustada por el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.) Una vez realizada la estimación se contrasta la significación individual del parámetro θ_2. Si la H_0 no se rechaza, no es necesario incluir los regresores sin transformar por el logaritmo en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$. Si la H_0 se rechaza, el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$ está mal especificado ya que debe incluir términos que no estén transformados por el logaritmo.

|**P-303** [`OtrasFormasFuncionales-DavidsonMackinnon-2`]⟩ El test Davidson-Mackinnon

■ Introduce en una de sus etapas como regresores en $y_n = \beta_1 + \beta_2 \log x_{1n} + \beta_3 \log x_{2n} + \beta_4 \log x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$ los valores de la variable ajustada por el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

B Introduce en una de sus etapas como regresores en $y_n = \beta_1 + \beta_2 \log x_{1n} + \beta_3 \log x_{2n} + \beta_4 \log x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$ la variable endógena.

C Introduce en una de sus etapas como regresores en $y_n = \beta_1 + \beta_2 \log x_{1n} + \beta_3 \log x_{2n} + \beta_4 \log x_{3n} + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$ logaritmos de las variables explicativas sin transformar por los logaritmos.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-304** [`OtrasFormasFuncionales-DavidsonMackinnon-3`]⟩ El test Davidson-Mackinnon

■ Contrasta en una de sus etapas, la significación individual del parámetro θ_1 en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \theta_1 \widehat{\widehat{y}}_n + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

B Contrasta en una de sus etapas, la significación conjunta de los parámetros en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \theta_1 \widehat{\widehat{y}}_n + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

C Contrasta en una de sus etapas, la hipótesis nula de exclusión de los parámetros β en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \theta_1 \widehat{\widehat{y}}_n + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-305** [`OtrasFormasFuncionales-DavidsonMackinnon-4`]⟩ El test Davidson-Mackinnon

■ Contrasta en una de sus etapas, la significación individual del parámetro θ_2 en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 \log x_{1n} + \beta_3 \log x_{2n} + \beta_4 \log x_{3n} + \theta_2 \widehat{y}_n + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

B Contrasta en una de sus etapas, la significación conjunta de los parámetros en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 \log x_{1n} + \beta_3 \log x_{2n} + \beta_4 \log x_{3n} + \theta_2 \widehat{y}_n + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

C Contrasta en una de sus etapas, la hipótesis nula de exclusión de los parámetros β en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 \log x_{1n} + \beta_3 \log x_{2n} + \beta_4 \log x_{3n} + \theta_2 \widehat{y}_n + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-306** [`Heteros-Definicion-1`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

■ la matriz varianzas y covarianzas del término de error deja de ser escalar.

B la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores deja de ser escalar.

C la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos tiene valores distintos de cero de la diagonal principal.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: En presencia de heteroscedasticidad la matriz de varianzas y covarianzas del término de error (perturbaciones aleatorias) deja de ser escalar. Contiene valores distintos en la diagonal principal y ceros fuera de ella. Es decir,

$$\operatorname{Var}(U \mid X) = \Omega = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_n^2 \end{pmatrix}_{nxn} \tag{2}$$

|**P-307** [`Heteros-Definicion-2`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

■ la matriz de varianzas y covarianzas del término de error tiene valores distintos en la diagonal principal.

[B] la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores tiene valores iguales en la diagonal principal.

[C] la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores tiene ceros fuera de la diagonal principal.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-308** [`Heteros-Definicion-3`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

■ la matriz de varianzas y covarianzas del término de error se define como $\mathrm{Var}(U \mid X) = \sigma_i^2$.

[B] la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores se define como $\mathrm{Var}(\widehat{\boldsymbol{\beta}} \mid X) = \sigma_i^2$.

[C] la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones se define como $\mathrm{Var}(U \mid X) = \sigma^2 I$.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-309** [`Heteros-Consecuencias-1`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

■ los estimadores de MCO de los parámetros son insesgados, lineales y consistentes pero no eficientes.

[B] los estimadores de MCO de los parámetros son lineales y eficientes pero no insesgados.

[C] los estimadores de MCO de los parámetros son insesgados y eficientes pero no lineales.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Los estimadores de MCO de los parámetros del modelos siguen siendo insesgados y lineales, puesto que la varianza del término de error no afecta a la linealidad del modelo (la forma funcional en la que aparecen los parámetros en el modelo debe seguir siendo lineal para que dichos parámetros puedan estimarse por MCO), ni a la esperanza de los estimadores que determina si son insesgados o no. En cambio, afecta a la eficiencia puesto que bajo la estimación MCO se supone que $\text{Var}(U \mid X) = \sigma^2 I$ cuando en presencia de heteroscedasticidad,

$$\text{Var}(U \mid X) = \Omega = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_n^2 \end{pmatrix}_{nxn} . \tag{3}$$

Es decir, se introduce imprecisión en el modelo ya que no se tiene en cuenta la estructura de heteroscedasticidad en la estimación de los parámetros. Dado que matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores bajo MCO se calcula como $\text{Var}(\boldsymbol{\beta}) = \sigma^2(X'X)$, las varianzas de las estimaciones (y por tanto las desviaciones típicas de las mismas) están sesgadas. Finalmente, la propiedad de consistencia no se ve afectada ya que como en el caso de la propiedad de insesgadez, los supuestos sobre la varianza no se utilizan para derivar esta propiedad (la consistencia del estimador se define como $plim_{n\to\infty}\widehat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{\beta}$); en otras palabras, es estimador se seguirá aproximando más al verdadero valor del parámetro poblacional, conforme mayor sea la información con la que se cuenta para realizar su estimación.
Por los sesgos que se producen en el calculo de las desviaciones típicas de los estimadores, la estimación por intervalos dejará de ser válida ya que para realizarla se utiliza la varianza de los estimadores. Por el mismo motivo, la predicción por intervalor también dejará de ser válida. Además los estadísticos para realizar los contrastes de hipótesis ya no seguirán las distribuciones habituales bajo las correspondientes H_0. Es decir, la inferencia deja de ser válida para los estimadores calculados. Sin embargo, los coeficientes de bondad de ajuste R^2 y R^2-ajustado no se ven afectados.

|**P-310** [`Heteros-Consecuencias-2`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

■ los estimadores de MCO de los parámetros son lineales, insesgados y consistentes.

[B] los estimadores de MCO de los parámetros son lineales, insesgados y eficientes.

[C] los estimadores de MCO de los parámetros son lineales, sesgados y consistentes.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-311** [`Heteros-Consecuencias-3`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

[A] la estimación por intervalos es válida.

[B] la predicción por intervalos es válida.

[C] los estimadores de MCO de los parámetros son lineales, sesgados y consistentes.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-312** [`Heteros-Consecuencias-4`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

- [A] la estimación por intervalos deja de ser válida.
- [B] la predicción por intervalos deja de ser válida.
- [C] los estimadores de MCO de los parámetros son lineales, insesgados y consistentes.
- ■ *Las opciones anteriores son correctas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-313** [`Heteros-Consecuencias-5`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

- ■ la estimación por intervalos deja de ser válida.
- [B] los estadísticos t y F se ven afectados pero no así los estadísticos LM.
- [C] los estimadores de MCO de los parámetros son lineales, sesgados y consistentes.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-314** [`Heteros-Consecuencias-6`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

- ■ la predicción por intervalos deja de ser válida.
- [B] los estadísticos t y LM se ven afectados pero no así los estadísticos F.
- [C] los estimadores de MCO de los parámetros son lineales y sesgados pero no eficientes.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-315** [`Heteros-Consecuencias-7`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

- ■ los estadísticos t, F y LM se ven afectados ya que sus distibuciones bajo H_0 ya no son las habituales.
- [B] la estimación por intervalos de los estimadores no se ve afectada.
- [C] los coeficientes de bondad de ajuste R^2 y R^2-ajustado se ven afectados.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-316** [`Heteros-Consecuencias-8`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

- [A] los estadísticos t, F y LM no se ven afectados.
- [B] la estimación por intervalos de los estimadores no se ve afectada.
- [C] los coeficientes de bondad de ajuste R^2 y R^2-ajustado se ven afectados.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-317** [`Heteros-Consecuencias-9`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

- [A] los estadísticos t, F y LM no se ven afectados.
- [B] los estimadores MCO de los parámetros no cumplen con las condiciones del Teorema Gauss Markov.
- [C] los coeficientes de bondad de ajuste R^2 y R^2-ajustado se ven afectados.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-318** [`Heteros-Deteccion-1`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

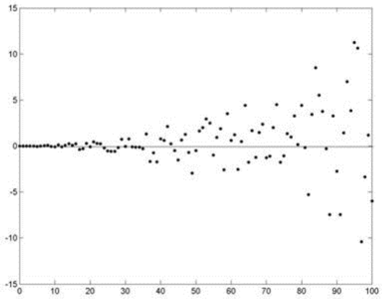
■ en la nube de puntos de los residuos se detectan dispersiones distintas para distintos valores de las variables explicativas.

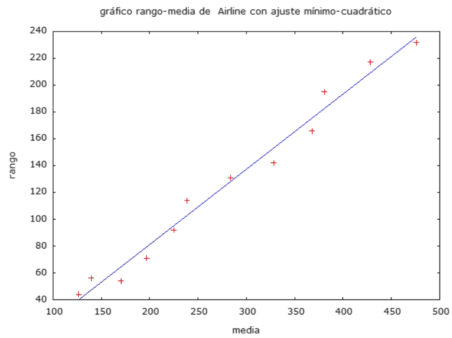
[B] en el gráfico rango media observamos una relación no lineal entre la media y el rango de las distintas submuestras en las que se divide la muestra de observaciones.

[C] en el histograma observamos distintas dispersiones para las distintas barras del mismo.

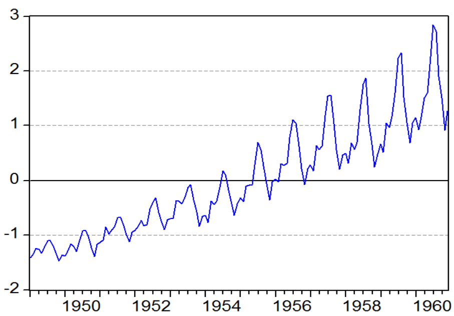
[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

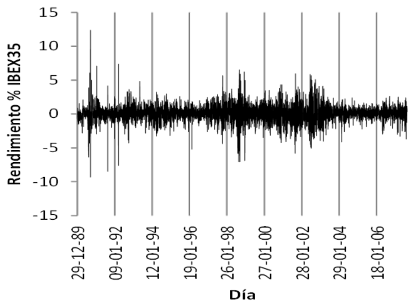
Explicación: En presencia de heteroscedasticidad, en el gráfico de residuos detectamos distintas dispersiones para distintos valores de las variables explicativas (gráfico de la izquierda) y en el gráfico rango media, una relación lineal entre la media y el rango calculados para distintas submuestras de observaciones (gráfico de la derecha).





El histograma no nos proporciona información sobre la existencia de heteroscedasticidad.
En el caso de datos de series temporales, en el gráfico de series temporales podemos detectar presencia de heteroscedasticidad. En el caso de datos de baja frecuencia suele aparecer heteroscedasticidad de tipo lineal; solemos observar que la dispersión aumenta con la media de la serie y viceversa (gráfico de la izquierda). En el caso de datos de alta frecuencia suele observarse heteroscedasticidad no lineal: solemos observar agrupamientos de dispersión (clústers de volatilidad), es decir, secuencias de datos con alta dispersión seguidas de secuencias con baja dispersión y viceversa (gráfico de la derecha)





|**P-319** [`Heteros-Deteccion-2`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

[A] en la nube de puntos de los residuos se detectan dispersiones parecidas para distintos valores de las variables explicativas.

■ en el gráfico rango media observamos una relación lineal entre la media y el rango de las distintas submuestras en las que se divide la muestra de observaciones.

[C] en el gráfico de series temporales no podemos detectar distintas dispersiones.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-320** [`Heteros-Deteccion-3`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

- A en la nube de puntos de los residuos se detectan dispersiones parecidas para distintos valores de las variables explicativas.
- B en el gráfico rango media observamos una relación no lineal entre la media y el rango de las distintas submuestras en las que se divide la muestra de observaciones.
- ■ en el gráfico de series temporales podemos detectar heteroscedasticidad lineal y no lineal.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

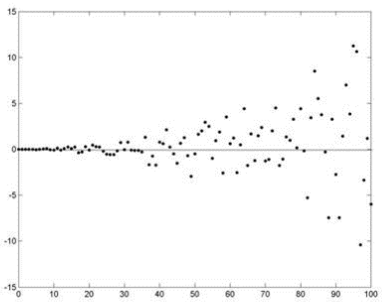
Explicación: Consulta la explicación anterior.

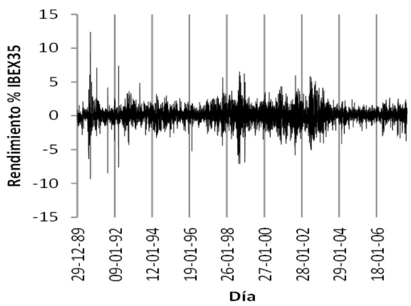
|**P-321** [`Heteros-Deteccion-4`]⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

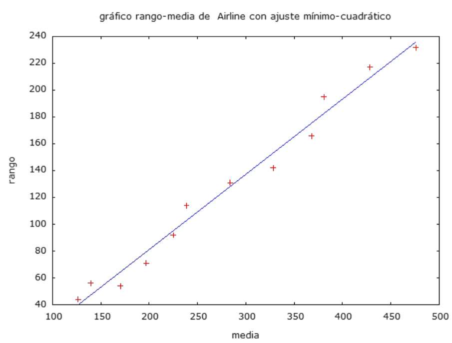
- A en la nube de puntos de los residuos se detectan dispersiones parecidas para distintos valores de las variables explicativas.
- B en el gráfico rango media observamos una relación no lineal entre la media y el rango de las distintas submuestras en las que se divide la muestra de observaciones.
- C en el gráfico de series temporales sólo podemos detectar clústers de volatilidad.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-322** [`Heteros-Deteccion-5`]⟩ En los siguientes gráficos,



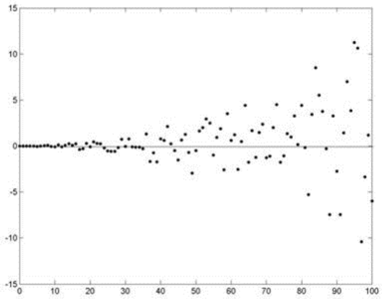


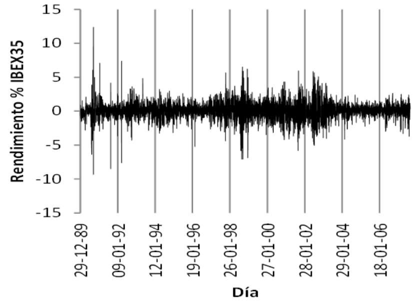


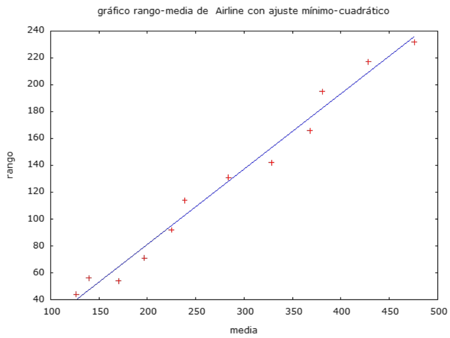
- A se detecta heteroscedasticidad únicamente en la nube de puntos.
- B se detecta heteroscedasticidad únicamente en el gráfico de series temporales.
- C se detecta heteroscedasticidad únicamente en el gráfico rango media.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-323** [`Heteros-Deteccion-6`]⟩ En los siguientes gráficos,







[A] se detecta homoscedasticidad en la nube de puntos.

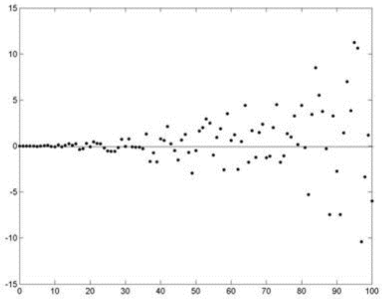
[B] se detecta heteroscedasticidad lineal en el gráfico de series temporales.

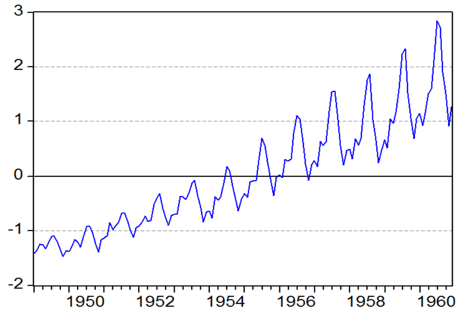
[C] se detecta heteroscedasticidad no lineal en el gráfico rango media.

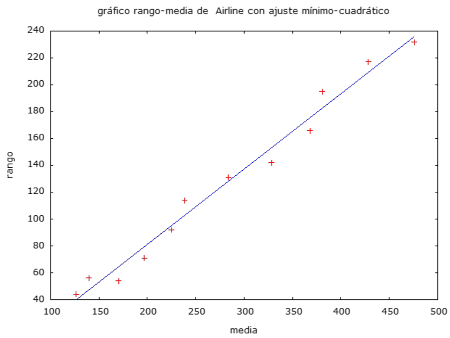
■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-324** [`Heteros-Deteccion-7`]⟩ En los siguientes gráficos,



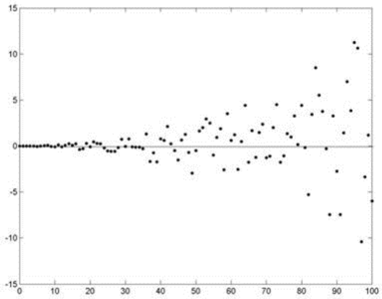


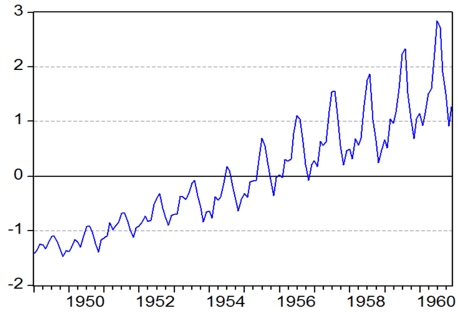


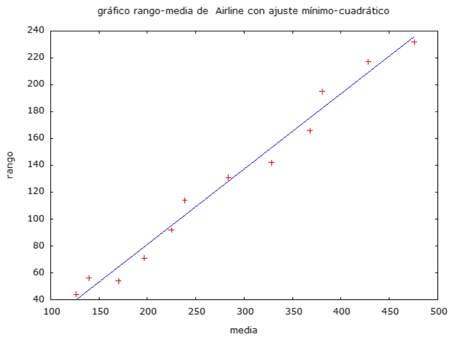
- [A] se detecta homoscedasticidad en la nube de puntos.
- ■ se detecta heteroscedasticidad lineal en el gráfico de series temporales.
- [C] se detecta heteroscedasticidad no lineal en el gráfico rango media.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-325** [`Heteros-Deteccion-8`]⟩ En los siguientes gráficos,







- [A] se detecta homoscedasticidad en la nube de puntos.
- [B] se detecta heteroscedasticidad no lineal en el gráfico de series temporales.
- [C] se detecta heteroscedasticidad no lineal en el gráfico rango media.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-326** [`Heteros-Contrastes-1`]⟩ En la regresión auxiliar del contraste de Breusch-Pagan,

- [A] se estima una relación lineal entre los residuos de MCO y los regresores del modelo original.
- [B] se estima una relación no lineal entre los residuos de MCO y los regresores del modelo original.
- [C] se estima una relación lineal entre los residuos de MCO y los valores ajustados de la estimación MCO del modelo original.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: El contraste Breusch-Pagan sirve para detectar heteroscedasticidad de tipo lineal en los residuos de la estimación MCO. Para ello, se asume que la relación entre las perturbaciones al cuadrado (que se utilizan como una buena aproximación al comportamiento de la varianza) y las variables explicativas es la siguiente:

$$u^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \cdots + \delta_k x_k + \epsilon$$

donde ϵ es el término de error del modelo anterior.
En este caso la hipótesis nula de homoscedasticidad ($H_0 : E(u^2 \mid X) = \sigma^2$) se puede escribir como

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_k = 0$$

Como los errores del modelo poblacional son desconocidos, el contraste emplea los residuos MCO como aproximación a las perturbaciones aleatorias. Por tanto, la regresión auxiliar para contrastar la H_0 es

$$\widehat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \cdots + \delta_k x_k + \epsilon$$

El estadístico de contraste se construye teniendo en cuenta el R^2 de la regresión anterior como sigue,

$$LM = nR^2 \sim X_q^2$$

donde q es el número de regresores en la regresión para $\widehat{u}^2$. Decidimos si rechazamos o no la H_0 en función del p-valor asociado al estadístico y del nivel de significación elegido.

|**P-327** [`Heteros-Contrastes-2`]⟩ En la regresión auxiliar del contraste de Breusch-Pagan,

- ■ se estima una relación lineal entre los residuos al cuadrado de MCO y los regresores del modelo original.
- [B] se estima una relación no lineal entre los residuos al cuadrado de MCO y los regresores del modelo original.
- [C] se estima una relación lineal entre los residuos al cuadrado de MCO y los valores ajustados de la estimación MCO del modelo original.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-328** [`Heteros-Contrastes-3`]⟩ En la regresión auxiliar del contraste de Breusch-Pagan,

- [A] se estima una relación lineal entre los residuos de MCO y los regresores del modelo original.
- [B] se estima una relación no lineal entre los residuos de MCO y los regresores del modelo original.
- [C] se estima una relación lineal entre los residuos de MCO y los valores ajustados de la estimación MCO del modelo original.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-329** [`Heteros-Contrastes-4`]⟩ En la regresión auxiliar del contraste de Breusch-Pagan,

- [A] se estima una relación lineal entre las perturbaciones y los regresores del modelo original.
- [B] se estima una relación no lineal entre las perturbaciones y los regresores del modelo original.
- [C] se estima una relación lineal entre las perturbaciones y los valores ajustados de la estimación MCO del modelo original.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-330** [`Heteros-Contrastes-5`]⟩ En la regresión auxiliar del contraste de Breusch-Pagan,

- [A] se estima una relación lineal entre las perturbaciones al cuadrado y los regresores del modelo original.
- [B] se estima una relación no lineal entre las perturbaciones al cuadrado y los regresores del modelo original.
- [C] se estima una relación lineal entre las perturbaciones al cuadrado y los valores ajustados de la estimación MCO del modelo original.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-331** [`Heteros-Contrastes-6`]⟩ En la regresión auxiliar del contraste de White,

[A] se estima una relación lineal entre los residuos de MCO y los regresores del modelo original.

[B] se estima una relación no lineal entre los residuos de MCO y los regresores del modelo original.

[C] se estima una relación lineal entre los residuos de MCO y los valores ajustados de la estimación MCO del modelo original.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: El contraste de White sirve para detectar formas no lineales de heteroscedasticidad en los residuos de la estimación MCO. Para ello, explica las perturbaciones al cuadrado (que se utilizan como una buena aproximación al comportamiento de la varianza) por medio de las variables explicativas del modelo original, los cuadrados y los productos cruzados de las mismas.
Supongamos que se aplica en el siguiente modelo

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$$

Según este test, la relación entre las perturbaciones y las variables explicativas del modelo original sería la siguiente:

$$u^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \delta_3 x_3 + \delta_4 x_1^2 + \delta_5 x_2^2 + \delta_6 x_3^2 + \delta_7 x_1 x_2 + \delta_8 x_1 x_3 + \delta_9 x_1 x_3 + \epsilon$$

donde ϵ es el término de error del modelo anterior. La hipótesis nula de homoscedasticidad ($H_0 : E(u^2 \mid X) = \sigma^2$) se puede escribir como

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_9 = 0$$

Como los errores del modelo poblacional son desconocidos, el contraste emplea los residuos MCO como aproximación a las perturbaciones aleatorias. Por tanto, la regresión auxiliar para contrastar la H_0 es

$$\widehat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \delta_3 x_3 + \delta_4 x_1^2 + \delta_5 x_2^2 + \delta_6 x_3^2 + \delta_7 x_1 x_2 + \delta_8 x_1 x_3 + \delta_9 x_1 x_3 + \epsilon$$

Existen distintas formulaciones alternativas para evitar que se pierdan tantos grados de libertad al estimar la regresión auxiliar. En primer lugar, pueden emplearse en la misma sólo los cuadrados y prescindir de los productos cruzados de las variables explicativas. En segundo lugar, se pueden utilizar los valores ajustados por MCO para aproximar el comportamiento no lineal de los residuos al cuadrado como sigue

$$\widehat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 \widehat{y} + \delta_2 \widehat{y}^2 + \epsilon$$

donde ϵ es el término de error del modelo anterior. En este caso, la H_0 es

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0$$

Bajo esta alternativa, sólo tenemos tres parámetros para estimar independientemente del número de variables del modelo original.

Independientemente de la manera en la que se formule la regresión auxiliar, el estadístico de contraste se construye teniendo en cuenta el R^2 de la regresión auxiliar como sigue,

$$LM = nR^2 \sim X_q^2$$

donde q es el número de regresores en la regresión para $\widehat{u}^2$. Decidimos si rechazamos o no la H_0 en función del p-valor asociado al estadístico y del nivel de significación elegido.

|**P-332** [`Heteros-Contrastes-7`]⟩ En la regresión auxiliar del contraste de White,

- A se estima una relación lineal entre los residuos al cuadrado de MCO y los regresores del modelo original.
- ■ se estima una relación no lineal entre los residuos al cuadrado de MCO y los regresores del modelo original.
- C se estima una relación lineal entre los residuos al cuadrado de MCO y los valores ajustados de la estimación MCO del modelo original.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-333** [`Heteros-Contrastes-8`]⟩ En la regresión auxiliar del contraste de White,

- A se estima una relación lineal entre los residuos de MCO y los regresores del modelo original.
- B se estima una relación no lineal entre los residuos de MCO y los regresores del modelo original.
- C estima una relación lineal entre los residuos de MCO y los valores ajustados de la estimación MCO del modelo original.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-334** [`Heteros-Contrastes-9`]⟩ En la regresión auxiliar del contraste de White,

- A se estima una relación lineal entre las perturbaciones y los regresores del modelo original.
- B se estima una relación no lineal entre las perturbaciones y los regresores del modelo original.
- C se estima una relación lineal entre las perturbaciones y los valores ajustados de la estimación MCO del modelo original.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-335** [`Heteros-Contrastes-10`]⟩ En la regresión auxiliar del contraste de White,

- A se estima una relación lineal entre las perturbaciones al cuadrado y los regresores del modelo original.
- B se estima una relación no lineal entre las perturbaciones al cuadrado y los regresores del modelo original.
- C se estima una relación lineal entre las perturbaciones al cuadrado y los valores ajustados de la estimación MCO del modelo original.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-336** [`Heteros-Contrastes-11`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$, la regresión

$$\widehat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \delta_3 x_3 + \epsilon$$

se utiliza para

- ■ contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Breusch-Pagan.
- B constrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de White.
- C contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Durbin Watson.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-337** [`Heteros-Contrastes-12`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$, la regresión

$$\widehat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \delta_3 x_3 + \delta_4 x_1^2 + \delta_5 x_2^2 + \delta_6 x_3^2 + \delta_7 x_1 x_2 + \delta_8 x_1 x_3 + \delta_9 x_1 x_2 + \epsilon$$

se utiliza para

[A] contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Breusch-Pagan.
■ constrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de White.
[C] contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Durbin Watson.
[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-338** [`Heteros-Contrastes-13`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$, la regresión

$$\widehat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \delta_3 x_3 + \delta_4 x_1^2 + \delta_5 x_2^2 + \delta_6 x_3^2 + \epsilon$$

se utiliza para

[A] contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Breusch-Pagan.
■ constrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de White.
[C] contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Durbin Watson.
[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-339** [`Heteros-Contrastes-14`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$, la regresión

$$\widehat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 \widehat{y} + \delta_2 \widehat{y}^2 + \epsilon$$

se utiliza para

[A] contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Breusch-Pagan.
■ constrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de White.
[C] contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Durbin Watson.
[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-340** [`Heteros-Contrastes-15`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$, la regresión

$$\widehat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \delta_3 x_3 + \delta_7 x_1 x_2 + \delta_8 x_1 x_3 + \delta_9 x_1 x_3 + \epsilon$$

se utiliza para

[A] contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Breusch-Pagan.
[B] constrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de White.
[C] contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Durbin Watson.
■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-341** [`Heteros-Contrastes-16`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, se desea contrastar $H_0 : \mathrm{Var}(U \mid X) = \sigma^2 I$. Teniendo en cuenta que los estadísticos Breusch Pagan y White son $P\left(X^2(2) > 10,11\right) = 0,0285814$ y $P\left(X^2(5) > 10,09\right) = 0,0727249$ respectivamente, y un nivel de significación del 5%,

- A existe evidencia empírica de heteroscedasticidad lineal así como de no lineal.
- ■ existe evidencia empírica de heteroscedasticidad lineal pero no de heteroscedasticidad no lineal.
- C los resultados de los contrastes son contradictorios y por tanto no se puede determinar si existe o no heteroscedasticidad.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Tanto el test de Breusch Pagan como el de White sirven para detectar heteroscedasticidad, en el primer caso de tipo lineal y en el segundo de tipo no lineal. Dado lo anterior, es posible que las conclusiones de dichos contrastes sean iguales o no.

|**P-342** [`Heteros-Contrastes-17`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, se desea contrastar $H_0 : \mathrm{Var}(U \mid X) = \sigma^2 I$. Teniendo en cuenta que los estadísticos Breusch Pagan y White son $P\left(X^2(2) > 4,06\right) = 0,131336$ y $P\left(X^2(5) > 9,87\right) = 0,0790037$ respectivamente, y un nivel de significación del 10%,

- A existe evidencia empírica de heteroscedasticidad lineal así como de no lineal.
- B existe evidencia empírica de heteroscedasticidad lineal pero no de heteroscedasticidad no lineal.
- C los resultados de los contrastes son contradictorios y por tanto no se puede determinar si existe o no heteroscedasticidad.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-343** [`Heteros-Contrastes-18`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, se desea contrastar $H_0 : \mathrm{Var}(U \mid X) = \sigma^2 I$. Teniendo en cuenta que los estadísticos Breusch Pagan y White son $P\left(X^2(2) > 4,06\right) = 0,131336$ y $P\left(X^2(5) > 9,87\right) = 0,0790037$ respectivamente, y un nivel de significación del 10%,

- A existe evidencia empírica de heteroscedasticidad lineal así como de no lineal.
- ■ existe evidencia empírica de heteroscedasticidad no lineal pero no de heteroscedasticidad lineal.
- C los resultados de los contrastes son contradictorios y por tanto no se puede determinar si existe o no heteroscedasticidad.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-344** [`Heteros-Contrastes-19`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, se desea contrastar $H_0 : \mathrm{Var}(U \mid X) = \sigma^2 I$. Teniendo en cuenta que los estadísticos Breusch Pagan y White son $P\left(X^2(2) > 25,03\right) = 0,000004$ y $P\left(X^2(5) > 19,39\right) = 0,0016209$ respectivamente, y un nivel de significación del 1%,

■ existe evidencia empírica de heteroscedasticidad lineal así como de no lineal.

B existe evidencia empírica de heteroscedasticidad lineal pero no de heteroscedasticidad no lineal.

C los resultados de los contrastes son contradictorios y por tanto no se puede determinar si existe o no heteroscedasticidad.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-345** [`Heteros-Contrastes-20`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$, la regresión

$$\widehat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \delta_3 x_3 + \delta_4 x_1^2 + \delta_5 x_2^2 + \delta_6 x_3^2 + \delta_7 x_1 x_2 + \delta_8 x_1 x_3 + \delta_9 x_1 x_3 + \epsilon$$

se utiliza para

A contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Breusch-Pagan.

B constrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de White.

C contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Durbin Watson.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-346** [`Heteros-EstEficiente-1`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, la $\text{Var}(U \mid X) = \sigma^2 x_1$. El modelo para estimar de forma eficiente es

■ $\frac{y}{\sqrt{x_1}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{x_1}} + \frac{\beta_1 x_1}{\sqrt{x_1}} + \frac{\beta_2 x_2}{\sqrt{x_1}} + v$ donde $v = \frac{u}{\sqrt{x_1}}$

B $\frac{y}{x_1} = \frac{\beta_0}{x_1} + \beta_1 + \frac{\beta_2 x_2}{x_1} + v$ donde $v = \frac{u}{x_1}$

C $\frac{y}{\sqrt{x_2}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{x_2}} + \beta_1\sqrt{x_2} + \frac{\beta_2 x_2}{\sqrt{x_2}} + v$ donde $v = \frac{u}{\sqrt{x_2}}$

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Siempre que conozcamos la forma concreta que sigue la heteroscedasticidad de las perturbaciones podemos transforma el modelo original en otro en el que la perturbación sea homocedástica. Una vez hecho, el modelo transformado se estima por MCO y se obtienen estimadores eficientes; en este modelo se puede realizar inferencia. Ejemplo: Supongamos que en el siguiente modelo lineal simple $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + u_i$ donde $E(u_i) = 0$ y $var(u_i) = \sigma^2 x_{i1}$. Si transformamos el modelo dividiendo entre $\sqrt{x_{i1}}$ obtenemos,

$$\frac{y_i}{\sqrt{x_{i1}}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{x_{i1}}} + \frac{\beta_1 x_{i1}}{\sqrt{x_{i1}}} + \frac{u_i}{\sqrt{x_{i1}}}$$

Si calculamos la varianza del término de error del nuevo modelo tenemos,

$$var\left(\frac{u_i}{\sqrt{x_{i1}}}\right) = \frac{1}{x_{i1}} var\left(u_i\right) = \frac{\sigma^2 x_{i1}}{x_{i1}} = \sigma^2$$

La varianza del término de error del modelo transformado es constante, por lo tanto, los estimadores de MCO del modelo tranformado son eficientes. Como consecuencia, los contrastes de hipótesis son válidos. Este método de estimación se conoce como Mínimos Cuadrados Ponderados. A pesar de obtener estimadores Gauss Markov, la transformación provoca que la interpretación de los coeficientes deje de ser intuitiva. Además, en la práctica no vamos a conocer la forma exacta de la heteroscedasticidad de la perturbación aleatoria. Si bien por medio de nuestros datos podríamos estimar la forma de heteroscedasticidad, utilizar tal estimación lleva a que se obtengan estimadores más eficientes que los de MCO en presencia de heteroscedasticidad pero no totalmente eficientes.

|**P-347** [`Heteros-EstEficiente-2`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, la $\text{Var}(U \mid X) = \sigma^2 {x_1}^2$. El modelo para estimar de forma eficiente es

■ $\frac{y}{x_1} = \frac{\beta_0}{x_1} + \beta_1 + \frac{\beta_2 x_2}{x_1} + v$ donde $v = \frac{u}{x_1}$

B $\frac{y}{{x_1}^2} = \frac{\beta_0}{{x_1}^2} + \beta_1 + \frac{\beta_2 x_2}{{x_1}^2} + v$ donde $v = \frac{u}{{x_1}^2}$

C $\frac{y}{\sqrt{x_2}} = \frac{\beta_0}{x_2} + \beta_1 x_2 + \frac{\beta_2 x_2}{x_2} + v$ donde $v = \frac{u}{x_2}$

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-348** [`Heteros-EstEficiente-3`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, la $\text{Var}(U \mid X) = \sigma^2 x_1^{1/3}$. El modelo para estimar de forma eficiente es

■ $\frac{y}{x_1^{1/6}} = \frac{\beta_0}{x_1^{1/6}} + \beta_1 x_1^{5/6} + \frac{\beta_2 x_2}{x_1^{1/6}} + v$ donde $v = \frac{u}{x_1^{1/6}}$

B $\frac{y}{x_1^{1/3}} = \frac{\beta_0}{x_1^{1/3}} + \frac{\beta_1 x_1}{x_1^{1/3}} + \frac{\beta_2 x_2}{x_1^{1/3}} + v$ donde $v = \frac{u}{x_1^{1/3}}$

C $\frac{y}{\sqrt{x_2^{1/6}}} = \frac{\beta_0}{x_2^{1/6}} + \beta_1 x_2 + \frac{\beta_2 x_2}{x_2^{1/6}} + v$ donde $v = \frac{u}{x_2^{1/6}}$

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-349** [`Heteros-EstEficiente-4`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, la $\text{Var}(U \mid X) = \sigma^2 {x_2}^{1/3}$. El modelo para estimar de forma eficiente es

A $\frac{y}{x_1^{1/6}} = \frac{\beta_0}{x_1^{1/6}} + \beta_1 x_1^{5/6} + \frac{\beta_2 x_2}{x_1^{1/6}} + v$ donde $v = \frac{u}{x_1^{1/6}}$

B $\frac{y}{x_1^{1/3}} = \frac{\beta_0}{x_1^{1/3}} + \frac{\beta_1 x_1}{x_1^{1/3}} + \frac{\beta_2 x_2}{x_1^{1/3}} + v$ donde $v = \frac{u}{x_1^{1/3}}$

C $\frac{y}{\sqrt{{x_2}^{1/6}}} = \frac{\beta_0}{x_2^{1/6}} + \beta_1 x_2 + \frac{\beta_2 x_2}{x_2^{1/6}} + v$ donde $v = \frac{u}{x_2^{1/6}}$

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-350** [`Heteros-EstEficiente-5`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, la $\text{Var}(U \mid X) = \sigma^2 x_2^2$. El modelo para estimar de forma eficiente es

A $\frac{y}{x_1} = \frac{\beta_0}{x_1} + \beta_1 + \frac{\beta_2 x_2}{x_1} + v$ donde $v = \frac{u}{x_1}$

B $\frac{y}{{x_1}^2} = \frac{\beta_0}{{x_1}^2} + \beta_1 + \frac{\beta_2 x_2}{{x_1}^2} + v$ donde $v = \frac{u}{{x_1}^2}$

C $\frac{y}{\sqrt{x_2}} = \frac{\beta_0}{sqrt x_2} + \frac{\beta_1}{\sqrt{x_2}} + \frac{\beta_2 x_2}{\sqrt{x_2}} + v$ donde $v = \frac{u}{\sqrt{x_2}}$

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-351** [`Heteros-EstEficiente-6`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, la $\text{Var}(U \mid X) = \sigma^2 {x_1}^2$. El modelo para estimar de forma eficiente es

■ $\frac{y}{2x_1} = \frac{\beta_0}{2x_1} + \frac{1}{2}\beta_1 + \frac{\beta_2 x_2}{2x_1} + v$ donde $v = \frac{u}{2x_1}$

B $\frac{y}{{x_1}^2} = \frac{\beta_0}{{x_1}^2} + \beta_1 + \frac{\beta_2 x_2}{{x_1}^2} + v$ donde $v = \frac{u}{{x_1}^2}$

C $\frac{y}{\sqrt{x_2}} = \frac{\beta_0}{x_2} + \beta_1 x_2 + \frac{\beta_2 x_2}{x_2} + v$ donde $v = \frac{u}{x_2}$

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-352** [`Heteros-EstEficiente-7`]⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, la $\text{Var}(U \mid X) = \sigma^2 x_1$. El modelo para estimar de forma eficiente es

A $\frac{y}{\sqrt{x_1}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{x_1}} + \beta_1 x_1 \sqrt{x_1} + \frac{\beta_2 x_2}{\sqrt{x_1}} + v$ donde $v = \frac{u}{\sqrt{x_1}}$

B $\frac{y}{x_1} = \frac{\beta_0}{x_1} + \beta_1 + \frac{\beta_2 x_2}{x_1} + v$ donde $v = \frac{u}{x_1}$

C $\frac{y}{\sqrt{x_2}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{x_2}} + \beta_1 \sqrt{x_2} + \frac{\beta_2 x_2}{\sqrt{x_2}} + v$ donde $v = \frac{u}{\sqrt{x_2}}$

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-353** [`Heteros-EstRobusta-1`]⟩ En el siguiente modelo $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + u_i$, tenemos que $var(u_i \mid x_i) = \sigma_i^2$.

■ La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de MCO permite realizar inferencia para los estimadores calculados por MCO.

[B] La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de MCO permite obtener estimadores eficientes.

[C] La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas del término de error del modelo permite realizar inferencia para los estimadores calculados por MCO.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de MCO es un ejemplo de procedimiento robusto a la heteroscedasticidad. Se estima de forma insesgada la matriz de varianzas y convarianzas de los estimadores MCO. Dichos procedimientos tienen las siguientes características:

- En muestras grandes, son válidos tanto si hay heteroscedasticidad como si no la hay.
- La mayoría de los softwares ofrecen la opción de utilizarlos.
- Corrigen el sesgo en la estimación de las varianzas de los estimadores.
- Los estimadores MCO (que son los que se siguen utilizando en estos procedimientos) siguen sin ser ELIO.

|**P-354** [`Heteros-EstRobusta-2`]⟩ En el siguiente modelo $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + u_i$, tenemos que $var(u_i \mid x_i) = \sigma_i^2$.

[A] La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas es un procedimiento robusto a la heteroscedasticidad que permite obtener estimadores Gauss Markov.

■ La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de MCO es insesgada.

[C] La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas del término de error del modelo permite realizar inferencia para los estimadores calculados por MCO.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-355** [`Heteros-EstRobusta-3`]⟩ En el siguiente modelo $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + u_i$, tenemos que $var(u_i \mid x_i) = \sigma_i^2$.

[A] La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas es el resultado de la estimación por medio del método de Mínimos Cuadrados Ponderados.

■ La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de MCO permite corregir el sesgo de dicha matriz en presencia de heteroscedasticidad.

[C] La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas del término de error del modelo permite permite corregir el sesgo de dicha matriz en presencia de heteroscedasticidad.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

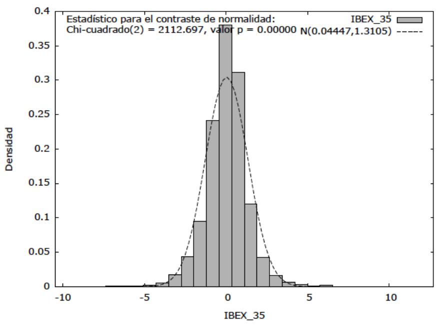
Explicación: Consulta la explicación anterior.

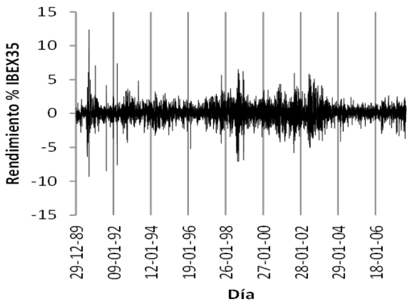
|**P-356** [Heteros-EstRobusta-4]⟩ En el siguiente modelo $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + u_i$, tenemos que $var(u_i \mid x_i) = \sigma_i^2$.

- $\boxed{\text{A}}$ La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas es el resultado de la estimación por medio del método de Mínimos Cuadrados Ponderados.
- $\boxed{\text{B}}$ La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de MCO permite corregir la ineficiencia de los estimadores de MCO.
- $\boxed{\text{C}}$ La estimación de White de la matriz de varianzas y covarianzas del término de error del modelo permite permite corregir el sesgo de dicha matriz en presencia de heteroscedasticidad.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-357** [NorHeterDAtipic-Graf-1]⟩ En los siguientes gráficos para el rendimiento del IBEX, se detecta

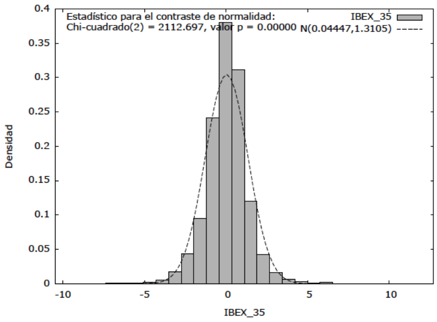


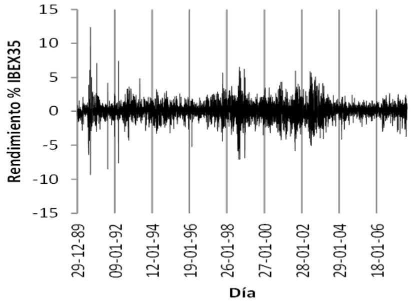


- $\boxed{\text{A}}$ únicamente que distribución no es normal.
- $\boxed{\text{B}}$ únicamente que la varianza no es constante a lo largo del tiempo.
- $\boxed{\text{C}}$ únicamente que tiene media igual a cero en el periodo considerado.
- ■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: El gráfico de series temporales del rendimiento del IBEX muestra que su media es ligeramente superior a cero y que su varianza no es constante a lo largo del tiempo (por ejemplo es mayor entre el 28-01-02 y el 29-01-04 que entre el 29-01-04 y el 18-01-06; el histograma muestra que la distribución del rendimiento del IBEX no es normal; tiene colas más abultadas que la distribución normal (existen valores altos y bajos con frecuencias de ocurrencia mayores a las que dicta la distribución normal) y exceso de curtosis.

|**P-358** [`NorHeterDAtipic-Graf-2`]⟩ En los siguientes gráficos para el rendimiento del IBEX, se detecta que

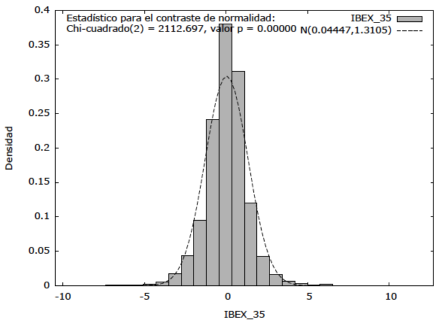


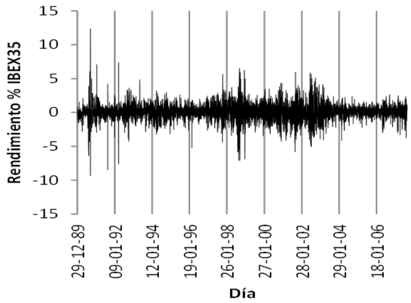


- [A] la distribución es normal porque el p-valor del contraste de Jarque-Bera es inferior a 0,05.
- ■ la varianza entre el 28-01-02 y el 29-01-04 es mayor que entre el 29-01-04 y el 18-01-06.
- [C] tiene media igual a cero en el periodo considerado.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-359** [`NorHeterDAtipic-Graf-3`]⟩ En los siguientes gráficos para el rendimiento del IBEX, se detecta que

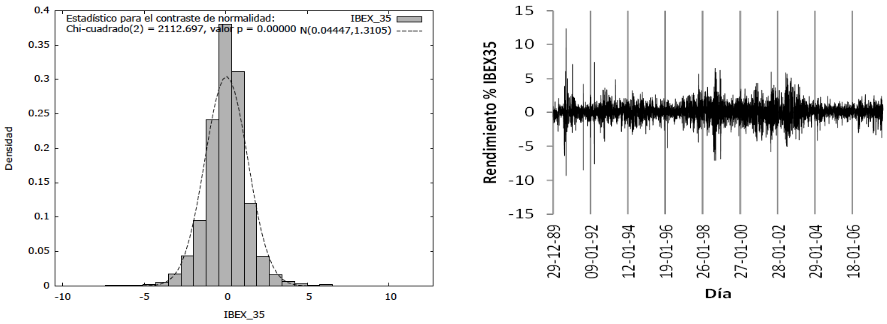




- [A] la distribución no es normal porque el p-valor del contraste de Jarque-Bera es inferior a 0,05.
- [B] la varianza del rendimiento del IBEX en el periodo entre el 28-01-02 y el 29-01-04 es inferior que en el periodo en entre el 29-01-04 y el 18-01-06.
- ■ una implicación de no tener el rendimiento del IBEX en el periodo considerado una varianza constante es la presencia en su histograma de “colas gordas”, es decir exceso de curtosis con respecto a una distribución normal.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-360** [`NorHeterDAtipic-Graf-4`]⟩ En los siguientes gráficos para el rendimiento del IBEX, se detecta que



A la varianza es constante ya que la media es ligeramente superior al cero y existen ciclos de valores altos en valor absoluto (positivos y negativos).

B la varianza no es constante y por tanto no existen datos atipicos en las colas del histograma.

C la varianza es constante y por tanto en el histograma se observan colas abultadas (“colas gordas”) es decir, exceso de curtosis con respecto a una distribución normal.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-361** [`NorHeterDAtipic-Influyentes-1`]⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, algunas observaciones presentan datos muy por encima de la media para $rIBEX_t$ y en la media para C_t. Dichas observaciones,

A nunca influyen sobre las estimaciones.

■ presentan residuos elevados.

C siempre son influyentes.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: En una regresión, una observación es atípica si presenta un valor extremo en la variable independiente y normal en los regresores. Generalmente (aunque no siempre) son observaciones influyentes, lo cual se suele traducir en un residuo elevado.

|**P-362** [`NorHeterDAtipic-Influyentes-2`]⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, algunas observaciones presentan datos muy por encima de la media para $rIBEX_t$ y en la media para C_t. Dichas observaciones,

A nuncan influyen sobre las estimaciones.

B no presentan residuos elevados.

C siempre son influyentes.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-363** [`NorHeterDAtipic-Influyentes-3`]⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, algunas observaciones presentan datos muy por encima de la media para $rIBEX_t$ y en la media para C_t. Dichas observaciones,

■ son atípicas pero pueden ser o no influyentes.

[B] no presentan residuos elevados.

[C] son atípicas y siempre son influyentes.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-364** [`NorHeterDAtipic-Influyentes-4`]⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, algunas observaciones presentan datos muy por encima de la media para C_t y en la media para $rIBEX_t$. Dichas observaciones,

[A] son observaciones extremas que nunca influyen sobre las estimaciones.

■ son observaciones extremas que suelen ser influyentes.

[C] suelen presentar residuos anómalos.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: En una regresión, una observación es extrema o potencialmente influyente ("High leverage point") si presenta un valor extremo en la variable dependiente y normal en la variable independiente o bien si, presenta valores extermos tanto en la variable dependiente como en el regresor. En ningún caso suelen aparecer residuos anómalos. En el primer caso, suele ser una observación influyente. En el segundo, puede serlo o no.

|**P-365** [`NorHeterDAtipic-Influyentes-5`]⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, algunas observaciones presentan datos muy por encima de la media para C_t y en la media para $rIBEX_t$. Dichas observaciones,

[A] son observaciones atípicas.

[B] son observaciones extremas con residuos anómalos.

[C] son observaciones extremas no influyentes.

■ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-366** [`NorHeterDAtipic-Influyentes-6`]⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, algunas observaciones presentan datos muy por encima de la media para C_t y para $rIBEX_t$. Dichas observaciones,

[A] son observaciones atípicas.

[B] son observaciones extremas con residuos anómalos.

■ son observaciones extremas que pueden ser influyentes o no.

[D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-367** [`NorHeterDAtipic-Influyentes-7`]⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, algunas observaciones presentan datos muy por encima de la media para C_t y para $rIBEX_t$. Dichas observaciones,

- [A] son observaciones con residuos normales que siempre son influyentes.
- [B] son observaciones con residuos normales que son atípicas.
- ■ son observaciones con residuos normales que pueden ser influyentes o no.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Consulta la explicación anterior.

|**P-368** [`NorHeterDAtipic-Influyentes-8`]⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, la observación j presenta un valor muy por encima de la media para $rIBEX_t$ y normal para C_t. Para detectar si j es influyente, se puede utilizar la matriz "sombrero" $H = X(X^TX)^{-1}X$ que se fija en

- ■ los valores altos de la diagonal principal de $H = X(X^TX)^{-1}X$ y comprueba si las observaciones que corresponden con dichos valores son potencialmente influyentes.
- [B] la media de los valores de la diagonal principal de $H = X(X^TX)^{-1}X$ y determina que la observaciónj es potencialemente influyente si el valor de la media es elevado.
- [C] la dispersión de los valores de la diagonal principal de $H = X(X^TX)^{-1}X$ y determina que la observación j es potencialemente influyente si dicha dispersión es elevada.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: La matriz "sombrero" $H = X(X^TX)^{-1}X$ detecta si existen observaciones potencialmente influyentes por medio del análisis de los valores de la diagonal principal de la matriz $H = X(X^TX)^{-1}X$. En el caso de que existan valores altos (por ejemplo, por encima de un determinado umbral como $2k/n$ donde k es el número de regresores y n el número de observaciones), entonces la observación a la que corresponde ese elemento de la matriz sombrero es potencialmente influyente.

|**P-369** [`NorHeterDAtipic-Influyentes-9`]⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, la observación j presenta un valor muy por encima de la media para $rIBEX_t$ y normal para C_t. Para detectar si j es influyente,

- [A] se puede utilizar la matriz "sombrero" $H = X(X^TX)^{-1}X$ que compara cada uno de los valores en la diagonal principal de $H = X(X^TX)^{-1}X$ con la media de los mismos. Las observación j es potencialmente influyente si su valor está por encima de esa media.
- ■ se puede añadir una variable ficticia que toma el valor 1 en la observación j y cero para el resto, como variable independiente en el modelo. Si dicha variable es significativa entonces la observación j es potencialmente influyente.
- [C] se pueden añadir una variable ficticia que toma el valor 1 en el residuo j de la estimación MCO del modelo original y cero para el resto, como variable independiente en el modelo. Si dicha variable es significativa entonces la observación j es potencialmente influyente.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Explicación: Para detectar si una observación es potencialmente influyente se pueden utilizar variables ficticias como regresores en el modelo a estimar. Supongamos que se sospecha que j es una observación influyente. El procedimiento consiste en definir una dummy que tome valor 1 para la observación j y cero para el resto. Dicha variable se añade como explicativa al modelo original; dicho modelo se estima por MCO y se contrasta si la dummy es significativa a nivel individual o no. En caso de serlo, tenemos que la recta de regresión cambia para esa observación; es decir, el modelo para el resto de las observaciones no es válido para la j. En ese caso, la observación es influyente.

Identificación y respuestas

(Econometría 14/05/2020)

0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2
3	3	3	3	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7	7	7
8	8	8	8	8	8	8	8
9	9	9	9	9	9	9	9

Número identificativo

⟵ codifique su número de documento de identidad

(en caso de que su número conste de menos de 8 dígitos, añada ceros delante hasta poder completar los 8 dígitos)

Escriba su nombre y apellidos debajo ↓.

Nombre y Apellidos (en mayúsculas):

Respuestas

P-1. ■ B C D
P-2. ■ B C D
P-3. A B C ■
P-4. A B C ■
P-5. ■ B C D
P-6. A B C ■
P-7. ■ B C D
P-8. A B C ■
P-9. ■ B C D
P-10. A B C ■
P-11. ■ B C D
P-12. ■ B C D
P-13. A B C ■
P-14. ■ B C D
P-15. ■ B C D
P-16. ■ B C D
P-17. A ■ C D
P-18. A B ■ D
P-19. A B C ■
P-20. ■ B C D
P-21. A B C ■
P-22. A ■ C D
P-23. A B ■ D
P-24. ■ B C D
P-25. ■ B C D

P-189. A B ■ D
P-190. A B ■ D
P-191. ■ B C D
P-192. A ■ C D
P-193. ■ B C D
P-194. ■ B C D
P-195. ■ B C D
P-196. ■ B C D
P-197. ■ B C D
P-198. ■ B C D
P-199. ■ B C D
P-200. A ■ C D
P-201. A B ■ D
P-202. A B C ■
P-203. ■ B C D
P-204. ■ B C D
P-205. ■ B C D
P-206. ■ B C D
P-207. ■ B C D
P-208. ■ B C D
P-209. ■ B C D
P-210. ■ B C D
P-211. ■ B C D
P-212. ■ B C D
P-213. ■ B C D

ANEXO (II): Pruebas individuales.

Contenido

Pruebas individuales del grupo Economía- A correspondientes al día 21 de mayo de 2020.

Prueba intermedia Econometría (ECO-A) 21/05/2020

● *Duración : 15 minutos.* ● *Prohibido el uso de material adicional (salvo calculadoras de mano).* ● *Las preguntas tienen una sola opción correcta. 2 puntos si solo marca la correcta. -1 puntos si marca alguna opción incorrecta.* ● ***CUMPLIMENTE** sus datos personales y **TRASLADE** sus respuestas al formuario al final de este documento.*

|P-1⟩
Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 > 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t} < 0$, y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}9242$, entonces el p-valor del estadístico es:

A 0,0758 B 0,9621 C 0,0379 D 0,9242

|P-2⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, algunas observaciones presentan datos muy por encima de la media para $rIBEX_t$ y en la media para C_t. Dichas observaciones,

A son atípicas pero pueden ser o no influyentes.
B son atípicas y siempre son influyentes.
C no presentan residuos elevados.
D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|P-3⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

A los coeficientes de bondad de ajuste R^2 y R^2-ajustado se ven afectados.
B los estadísticos t, F y LM se ven afectados ya que sus distibuciones bajo H_0 ya no son las habituales.
C la estimación por intervalos de los estimadores no se ve afectada.
D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|P-4⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, la hipótesis de ausencia de multicolinealidad exacta seguro que se cumple cuando:

A El vector de datos de la variable dependiente es combinación lineal de los regresores.
B La covarianza muestral entre algún par de variables explicativas es igual a cero.
C Ningún coeficiente de correlación lineal simple entre regresores es uno en valor absoluto.
D *No se cumple en ninguno de los casos anteriores.*

|P-5⟩ Con datos trimestrales sobre el consumo (en miles de millones de dólares de 1992) de familias americanas en los años 90 se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{LGBduraderos}} = \underset{(0.012314)}{6.22266} + \underset{(0.00081128)}{0.0153216}\,\text{t}$$

donde *LGBduraderos* es el *logaritmo* del gasto en bienes duraderos y t es un índice de tiempo (Desviaciones típicas entre paréntesis). A la luz del resultado en el periodo muestral

A La tasa de crecimiento trimestral del consumo es del 0.0153%
B En media el consumo crece en 1.53 miles de millones de dólares al trimestre.
C La tasa de crecimiento trimestral del consumo es del 1.53%
D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

Identificación y respuestas

(Econometría 21/05/2020)

0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2
3	3	3	3	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7	7	7
8	8	8	8	8	8	8	8
9	9	9	9	9	9	9	9

Número identificativo

⟵ codifique su número de documento de identidad

(en caso de que su número conste de menos de 8 dígitos, añada ceros delante hasta poder completar los 8 dígitos)

Escriba su nombre y apellidos debajo ↓.

Nombre y Apellidos (en mayúsculas):

Respuestas

P-1. A B C D

P-2. A B C D

P-3. A B C D

P-4. A B C D

P-5. A B C D

Prueba intermedia

Econometría (ECO-A) 21/05/2020

● *Duración : 15 minutos.* ● *Prohibido el uso de material adicional (salvo calculadoras de mano).* ● *Las preguntas tienen una sola opción correcta. 2 puntos si solo marca la correcta. -1 puntos si marca alguna opción incorrecta.* ● ***CUMPLIMENTE** sus datos personales y **TRASLADE** sus respuestas al formuario al final de este documento.*

|**P-1**⟩ Con datos trimestrales sobre el consumo (en miles de millones de dólares de 1992) de familias americanas en los años 90 se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{GBduraderos}} = \underset{(9.2239)}{495.638} + \underset{(0.60768)}{9.45654}\,\text{t}$$

donde *GBduraderos* es el gasto en bienes duraderos y t es un índice de tiempo (Desviaciones típicas entre paréntesis). A la luz del resultado en el periodo muestral

- A La tasa de crecimiento trimestral del consumo es del 9.46%
- B En media el consumo crece trimestralmente 9.46 miles de millones de dólares.
- C La tasa de crecimiento trimestral del consumo es del 0.0946%
- D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

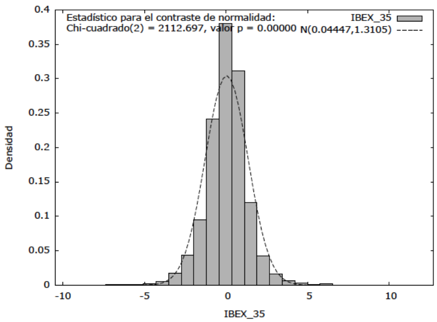
|**P-2**⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, se desea contrastar $H_0 : \text{Var}(U \mid X) = \sigma^2 I$. Teniendo en cuenta que los estadísticos Breusch Pagan y White son $P\left(X^2(2) > 25,03\right) = 0,000004$ y $P\left(X^2(5) > 19,39\right) = 0,0016209$ respectivamente, y un nivel de significación del 1%,

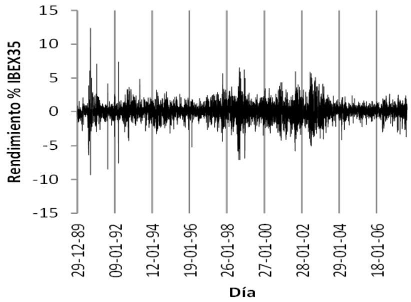
- A existe evidencia empírica de heteroscedasticidad lineal pero no de heteroscedasticidad no lineal.
- B existe evidencia empírica de heteroscedasticidad lineal así como de no lineal.
- C los resultados de los contrastes son contradictorios y por tanto no se puede determinar si existe o no heteroscedasticidad.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-3**⟩ En el modelo $Y = \beta + U$, si se cumplen las hipótesis clásicas del MLG, el estimador MCO $\widehat{\beta}$:

- A Es insesgado porque es igual a la media muestral de los residuos MCO.
- B Tiene esperanza igual a la esperanza de Y.
- C Es siempre menor o igual a uno por haber término constante.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-4**⟩ En los siguientes gráficos para el rendimiento del IBEX, se detecta que





- [A] una implicación de no tener el rendimiento del IBEX en el periodo considerado una varianza constante es la presencia en su histograma de “colas gordas”, es decir exceso de curtosis con respecto a una distribución normal.
- [B] la varianza del rendimiento del IBEX en el periodo entre el 28-01-02 y el 29-01-04 es inferior que en el periodo en entre el 29-01-04 y el 18-01-06.
- [C] la distribución no es normal porque el p-valor del contraste de Jarque-Bera es inferior a 0,05.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-5**⟩ Si en el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 + \beta_2 \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ se cumplen las hipótesis clásicas del MLG, salvo que $\boldsymbol{x}_2$ es igual a $2 \times \boldsymbol{x}_3$:

- [A] Los parámetros β_1 , β_2 y β_3 no se pueden estimar por MCO.
- [B] El estimador MCO de β_1 , β_2 y β_3 es insesgado pero no es eficiente.
- [C] El estimador MCO de β_1 , β_2 y β_3 es sesgado.
- [D] El estimador MCO de β_1 , β_2 y β_3 es eficiente.

Identificación y respuestas

(Econometría 21/05/2020)

0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2
3	3	3	3	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7	7	7
8	8	8	8	8	8	8	8
9	9	9	9	9	9	9	9

Número identificativo

⟵ codifique su número de documento de identidad

(en caso de que su número conste de menos de 8 dígitos, añada ceros delante hasta poder completar los 8 dígitos)

Escriba su nombre y apellidos debajo ↓.

Nombre y Apellidos (en mayúsculas):

Respuestas

P-1. A B C D

P-2. A B C D

P-3. A B C D

P-4. A B C D

P-5. A B C D

Prueba intermedia

Econometría (ECO-A) 21/05/2020

● *Duración : 15 minutos.* ● *Prohibido el uso de material adicional (salvo calculadoras de mano).* ● *Las preguntas tienen una sola opción correcta. 2 puntos si solo marca la correcta. -1 puntos si marca alguna opción incorrecta.* ● ***CUMPLIMENTE** sus datos personales y **TRASLADE** sus respuestas al formuario al final de este documento.*

|**P-1**⟩ Con datos del salario medio en escuelas públicas de EEUU se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{SALARY}} = \underset{(1631.5)}{13100.1} - \underset{(929.40)}{1872.01}\,\text{D1} - \underset{(1098.3)}{890.212}\,\text{D2} + \underset{(0.37454)}{3.34638}\,\text{SPENDING}$$

donde *SALARY* es el salario (en dólares), *D1* es uno para estados del Norte o Noreste (cero para el resto), *D2* es uno para estados del Sur (cero para el resto) y *SPENDNG* es el gasto por alumno que dedica cada estado (desviaciones típicas entre paréntesis). Calcule el salario medio (**en miles de dólares**) de un profesor de un estado del **Oeste** que gasta 3200 $ por alumno. (*Codifique el resultado en la hoja de respuestas*)

|**P-2**⟩ Para el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$, la hipótesis nula y la hipótesis alternativa del contraste de significación global del modelo son:

- [A] H_0: $\widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} = 0$ y $H_1 : \widehat{\beta_1} + \widehat{\beta_2} \neq 0$.
- [B] H_0: $\widehat{\beta_2} = 0$ y H_1: $\widehat{\beta_2} \neq 0$.
- [C] H_0: $(\widehat{\beta_1}, \widehat{\beta_2}) = (0, 0)$ y H_1: $(\widehat{\beta_1}, \widehat{\beta_2}) \neq (0, 0)$.
- [D] *Ninguna de las anteriores.*

|**P-3**⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

- [A] la estimación por intervalos deja de ser válida.
- [B] los estimadores de MCO de los parámetros son lineales, sesgados y consistentes.
- [C] los estadísticos t y F se ven afectados pero no así los estadísticos LM.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-4**⟩ En el modelo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, si se cumplen todas las hipótesis clásicas y además existe un alto grado de colinealidad entre los regresores:

- [A] El estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}$ no es único.
- [B] Las varianzas estimadas de los estimadores MCO de $\beta_1, \ldots, \beta_k$ son muy grandes, por lo que dichos estimadores dejan de ser eficientes.
- [C] Las covarianzas estimadas entre los estimadores MCO de $\beta_1, \ldots, \beta_k$ son nulas.
- [D] Es probable que aunque se rechace la hipótesis conjunta $(\beta_2, \ldots, \beta_k)^\intercal = (0, \ldots, 0)^\intercal$, NO se rechace ninguna de las hipótesis individuales: $\beta_j = 0,\ j = 1, \ldots, k$ por separado.

|**P-5**⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, la observación j presenta un valor muy por encima de la media para $rIBEX_t$ y normal para C_t. Para detectar si j es influyente, se puede utilizar la matriz "sombrero" $H = X(X^T X)^{-1}X$ que se fija en

- A la dispersión de los valores de la diagonal principal de $H = X(X^T X)^{-1}X$ y determina que la observación j es potencialemente influyente si dicha dispersión es elevada.
- B la media de los valores de la diagonal principal de $H = X(X^T X)^{-1}X$ y determina que la observaciónj es potencialemente influyente si el valor de la media es elevado.
- C los valores altos de la diagonal principal de $H = X(X^T X)^{-1}X$ y comprueba si las observaciones que corresponden con dichos valores son potencialmente influyentes.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Identificación y respuestas

(Econometría 21/05/2020)

0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2
3	3	3	3	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7	7	7
8	8	8	8	8	8	8	8
9	9	9	9	9	9	9	9

NÚMERO IDENTIFICATIVO

⟵ codifique su número de documento de identidad

(en caso de que su número conste de menos de 8 dígitos, añada ceros delante hasta poder completar los 8 dígitos)

Escriba su nombre y apellidos debajo ↓.

Nombre y Apellidos (EN MAYÚSCULAS):

RESPUESTAS

P-1.

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	.									
+	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
−	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9

P-2. A B C D

P-3. A B C D

P-4. A B C D

P-5. A B C D

Prueba intermedia Econometría (ECO-A) 21/05/2020

● *Duración : 15 minutos.* ● *Prohibido el uso de material adicional (salvo calculadoras de mano).* ● *Las preguntas tienen una sola opción correcta. 2 puntos si solo marca la correcta. -1 puntos si marca alguna opción incorrecta.* ● ***CUMPLIMENTE** sus datos personales y **TRASLADE** sus respuestas al formuario al final de este documento.*

|**P-1**⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, la observación j presenta un valor muy por encima de la media para $rIBEX_t$ y normal para C_t. Para detectar si j es influyente, se puede utilizar la matriz "sombrero" $H = X(X^TX)^{-1}X$ que se fija en

- A la media de los valores de la diagonal principal de $H = X(X^TX)^{-1}X$ y determina que la observaciónj es potencialemente influyente si el valor de la media es elevado.
- B la dispersión de los valores de la diagonal principal de $H = X(X^TX)^{-1}X$ y determina que la observación j es potencialemente influyente si dicha dispersión es elevada.
- C los valores altos de la diagonal principal de $H = X(X^TX)^{-1}X$ y comprueba si las observaciones que corresponden con dichos valores son potencialmente influyentes.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-2**⟩
Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y se desea contrastar $H_0 : \beta_2 = 0$ frente a $H_1 : \beta_2 \neq 0$ utilizando el estadístico t cuyo valor calculado (con muestra de tamaño N) es $\widehat{t}$ y $Prob\Big(-|\widehat{t}| \leq t(N-2) \leq |\widehat{t}|\Big) = 0{,}8171$, entonces el p-valor del estadístico es:

- A 0,9085
- B 0,0915
- C 0,8171
- D 0,1829

|**P-3**⟩ La multicolinealidad exacta de los regresores de un modelo lineal del tipo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$:

- A Sólo puede ocurrir cuando el modelo no tiene término constante.
- B Implica que las ecuaciones normales del ajuste MCO no tienen ninguna solución.
- C Siempre se debe a la presencia de variables ficticias como regresores.
- D *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

|**P-4**⟩ El test Reset

- A Introduce como regresores logarítmos de la variable estimada.
- B Introduce como regresores polinomios de las variables explicativas.
- C Introduce como regresores polinomios de la varible estimada.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-5**⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, se desea contrastar $H_0 : \text{Var}(U \mid X) = \sigma^2 I$. Teniendo en cuenta que los estadísticos Breusch Pagan y White son $P\left(X^2(2) > 10,11\right) = 0,0285814$ y $P\left(X^2(5) > 10,09\right) = 0,0727249$ respectivamente, y un nivel de significación del 5%,

- A existe evidencia empírica de heteroscedasticidad lineal pero no de heteroscedasticidad no lineal.
- B existe evidencia empírica de heteroscedasticidad lineal así como de no lineal.
- C los resultados de los contrastes son contradictorios y por tanto no se puede determinar si existe o no heteroscedasticidad.
- D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Identificación y respuestas

(Econometría 21/05/2020)

0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2
3	3	3	3	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7	7	7
8	8	8	8	8	8	8	8
9	9	9	9	9	9	9	9

NÚMERO IDENTIFICATIVO

⟵ codifique su número de documento de identidad

(en caso de que su número conste de menos de 8 dígitos, añada ceros delante hasta poder completar los 8 dígitos)

Escriba su nombre y apellidos debajo ↓.

Nombre y Apellidos (EN MAYÚSCULAS):

RESPUESTAS

P-1. A B C D

P-2. A B C D

P-3. A B C D

P-4. A B C D

P-5. A B C D

Prueba intermedia Econometría (ECO-A) 21/05/2020

● *Duración : 15 minutos.* ● *Prohibido el uso de material adicional (salvo calculadoras de mano).* ● *Las preguntas tienen una sola opción correcta. 2 puntos si solo marca la correcta. -1 puntos si marca alguna opción incorrecta.* ● ***CUMPLIMENTE** sus datos personales y **TRASLADE** sus respuestas al formuario al final de este documento.*

|**P-1**⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ y $\widehat{\beta_3}$ son los estimadores MCO de β_2 y de β_3, respectivamente, indique cuál de los estadísticos siguientes sigue una distribución F bajo la hipótesis de que $5\beta_2 - 3\beta_3 = 2$:

A $\dfrac{\left(5\widehat{\beta_2} - 3\widehat{\beta_3} - 2\right)^2}{25\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 9\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 30\mathrm{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}$.

B $\dfrac{\left(5\widehat{\beta_2} - 3\widehat{\beta_3} - 2\right)^2}{25\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 9\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right)}$.

C $\dfrac{5\widehat{\beta_2} - 3\widehat{\beta_3} - 2}{\sqrt{25\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) + 9\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right) - 30\mathrm{Cov}\left(\widehat{\beta_2}, \widehat{\beta_3}\right)}}$.

D $\dfrac{5\widehat{\beta_2} - 3\widehat{\beta_3} - 2}{\sqrt{5\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right)} + \sqrt{3\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_3}\right)}}$.

|**P-2**⟩ Con datos del salario medio en escuelas públicas de EEUU se ha estimado el modelo

$$\widehat{\mathrm{SALARY}} = \underset{(1273.7)}{26180.8} - \underset{(1644.3)}{1959.67}\,\mathrm{D1} - \underset{(1889.2)}{3190.23}\,\mathrm{D2}$$

donde *SALARY* es el salario (**en dólares**), *D1* es uno para estados del Norte o Noreste y cero para el resto; y *D2* es uno para estados del Sur y cero para el resto (desviaciones típicas entre paréntesis). Aproximadamente el salario medio estimado (**en dólares**) en los estados del

A Oeste es 21031.
B Norte es 22991.
C Sur es 3190.
D *Ninguna de las anteriores*

|**P-3**⟩ El test Reset

A Introduce como regresores las variables estimadas resultantes de regresar la endógena sobre polinomios de los regresores.
B Introduce como regresores polinomios de las variable endógena.
C Introduce como regresores polinomios de la varible estimada.
D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-4**⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

A los coeficientes de bondad de ajuste R^2 y R^2-ajustado se ven afectados.
B los estadísticos t, F y LM no se ven afectados.
C los estimadores MCO de los parámetros no cumplen con las condiciones del Teorema Gauss Markov.
D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

⟨**P-5**⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, la observación j presenta un valor muy por encima de la media para $rIBEX_t$ y normal para C_t. Para detectar si j es influyente,

A se puede utilizar la matriz "sombrero" $H = X(X^T X)^{-1}X$ que compara cada uno de los valores en la diagonal principal de $H = X(X^T X)^{-1}X$ con la media de los mismos. Las observación j es potencialmente influyente si su valor está por encima de esa media.

B se puede añadir una variable ficticia que toma el valor 1 en la observación j y cero para el resto, como variable independiente en el modelo. Si dicha variable es significativa entonces la observación j es potencialmente influyente.

C se pueden añadir una variable ficticia que toma el valor 1 en el residuo j de la estimación MCO del modelo original y cero para el resto, como variable independiente en el modelo. Si dicha variable es significativa entonces la observación j es potencialmente influyente.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Identificación y respuestas

(Econometría 21/05/2020)

0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2
3	3	3	3	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7	7	7
8	8	8	8	8	8	8	8
9	9	9	9	9	9	9	9

NÚMERO IDENTIFICATIVO

⟵ codifique su número de documento de identidad

(en caso de que su número conste de menos de 8 dígitos, añada ceros delante hasta poder completar los 8 dígitos)

Escriba su nombre y apellidos debajo ↓.

Nombre y Apellidos (EN MAYÚSCULAS):

RESPUESTAS

P-1. A B C D

P-2. A B C D

P-3. A B C D

P-4. A B C D

P-5. A B C D

Prueba intermedia Econometría (ECO-A) 21/05/2020

● *Duración : 15 minutos.* ● *Prohibido el uso de material adicional (salvo calculadoras de mano).* ● *Las preguntas tienen una sola opción correcta. 2 puntos si solo marca la correcta. -1 puntos si marca alguna opción incorrecta.* ● ***CUMPLIMENTE** sus datos personales y **TRASLADE** sus respuestas al formuario al final de este documento.*

|**P-1**⟩ La multicolinealidad exacta de los regresores de un modelo lineal del tipo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$:

- [A] Sólo puede ocurrir cuando el modelo no tiene término constante.
- [B] Implica que las ecuaciones normales del ajuste MCO no tienen ninguna solución.
- [C] Siempre se debe a la presencia de variables ficticias como regresores.
- [D] *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

|**P-2**⟩ El test Reset

- [A] Introduce como regresores polinomios de las variables explicativas.
- [B] Introduce como regresores polinomios de la variable endógena.
- [C] Introduce como regresores polinomios de la variable ajustada.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-3**⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

- [A] la matriz de varianzas y covarianzas del término de error tiene valores distintos en la diagonal principal.
- [B] la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores tiene ceros fuera de la diagonal principal.
- [C] la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores tiene valores iguales en la diagonal principal.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-4**⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, la observación j presenta un valor muy por encima de la media para $rIBEX_t$ y normal para C_t. Para detectar si j es influyente,

- [A] se pueden añadir una variable ficticia que toma el valor 1 en el residuo j de la estimación MCO del modelo original y cero para el resto, como variable independiente en el modelo. Si dicha variable es significativa entonces la observación j es potencialmente influyente.
- [B] se puede utilizar la matriz "sombrero" $H = X(X^T X)^{-1} X$ que compara cada uno de los valores en la diagonal principal de $H = X(X^T X)^{-1} X$ con la media de los mismos. Las observación j es potencialmente influyente si su valor está por encima de esa media.
- [C] se puede añadir una variable ficticia que toma el valor 1 en la observación j y cero para el resto, como variable independiente en el modelo. Si dicha variable es significativa entonces la observación j es potencialmente influyente.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-5**⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, cumple todas las hipótesis clásicas, se dispone de una muestra de tamaño $N = 36$ y $\bar{F}$ es el valor calculado del estadístico F habitual para el contraste de significación global de las pendientes en el modelo anterior, entonces el p-valor (o nivel de significación *marginal*) asociado con dicho contraste es igual a:

- [A] $Prob[F(3, 34) \leq \bar{F}]$.
- [B] $1 - Prob[F(2, 33) > \bar{F}]$.
- [C] $Prob[F(2, 34) \geq \bar{F}]$.
- [D] $1 - Prob[F(2, 33) < \bar{F}]$.

Identificación y respuestas

(Econometría 21/05/2020)

0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2
3	3	3	3	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7	7	7
8	8	8	8	8	8	8	8
9	9	9	9	9	9	9	9

NÚMERO IDENTIFICATIVO

⟵ codifique su número de documento de identidad

(en caso de que su número conste de menos de 8 dígitos, añada ceros delante hasta poder completar los 8 dígitos)

Escriba su nombre y apellidos debajo ↓.

Nombre y Apellidos (EN MAYÚSCULAS):

RESPUESTAS

P-1. A B C D

P-2. A B C D

P-3. A B C D

P-4. A B C D

P-5. A B C D

Prueba intermedia

Econometría (ECO-A) 21/05/2020

● *Duración : 15 minutos.* ● *Prohibido el uso de material adicional (salvo calculadoras de mano).* ● *Las preguntas tienen una sola opción correcta. 2 puntos si solo marca la correcta. -1 puntos si marca alguna opción incorrecta.* ● ***CUMPLIMENTE** sus datos personales y **TRASLADE** sus respuestas al formuario al final de este documento.*

|**P-1**⟩ El test Reset

- [A] Introduce como regresores polinomios de la varible estimada.
- [B] Introduce como regresores las variables estimadas resultantes de regresar la endógena sobre polinomios de los regresores.
- [C] Introduce como regresores polinomios de las variable endógena.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-2**⟩ Indique en cuáles de los siguientes modelos NO se podrían estimar por MCO los parámetros β_1 y β_2 (*ni tan siquiera tras una trasformación del modelo*):

- [A] $Y_n = e^{(\beta_1+\beta_2 x_n + U_n)}$.
- [B] $Y_n = e^{\beta_1} x_n^{\beta_2} e^{U_n}$.
- [C] $Y_n = \beta_1 + x_n^{1/\beta_2} + U_n$.
- [D] *Ninguno de ellos se puede transformar para obtener un modelo lineal en los parámetros*

|**P-3**⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 \mathbf{1} + \beta_2 \boldsymbol{x}_2 + \beta_3 \boldsymbol{x}_3 + \boldsymbol{U}$, cumple todas las hipótesis clásicas, se dispone de una muestra de tamaño $N = 50$ y $\bar{F}$ es el valor calculado del estadístico F habitual para el contraste de significación global de las pendientes en el modelo anterior, entonces el p-valor (o nivel de significación *marginal*) asociado con dicho contraste es igual a:

- [A] $1 - Prob[F(2,47) > \bar{F}]$.
- [B] $Prob[F(2,48) \geq \bar{F}]$.
- [C] $Prob[F(3,48) \leq \bar{F}]$.
- [D] $1 - Prob[F(2,47) < \bar{F}]$.

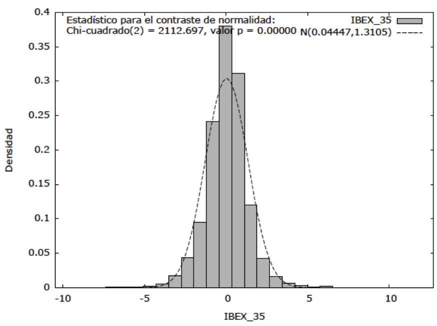
|**P-4**⟩ En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$, la regresión

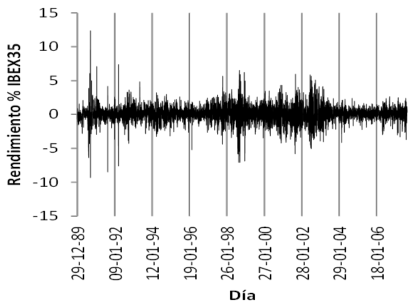
$$\widehat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \delta_3 x_3 + \delta_7 x_1 x_2 + \delta_8 x_1 x_3 + \delta_9 x_1 x_3 + \epsilon$$

se utiliza para

- [A] contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Durbin Watson.
- [B] contrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de Breusch-Pagan.
- [C] constrastar heteroscedasticidad por medio del contraste de White.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

⟨**P-5**⟩ En los siguientes gráficos para el rendimiento del IBEX, se detecta que





- $\boxed{\text{A}}$ la varianza es constante y por tanto en el histograma se observan colas abultadas (“colas gordas”) es decir, exceso de curtosis con respecto a una distribución normal.
- $\boxed{\text{B}}$ la varianza es constante ya que la media es ligeramente superior al cero y existen ciclos de valores altos en valor absoluto (positivos y negativos).
- $\boxed{\text{C}}$ la varianza no es constante y por tanto no existen datos atipicos en las colas del histograma.
- $\boxed{\text{D}}$ *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Identificación y respuestas

(Econometría 21/05/2020)

0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2
3	3	3	3	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7	7	7
8	8	8	8	8	8	8	8
9	9	9	9	9	9	9	9

Número identificativo

⟵ codifique su número de documento de identidad

(en caso de que su número conste de menos de 8 dígitos, añada ceros delante hasta poder completar los 8 dígitos)

Escriba su nombre y apellidos debajo ↓.

Nombre y Apellidos (en mayúsculas):

Respuestas

P-1. A B C D

P-2. A B C D

P-3. A B C D

P-4. A B C D

P-5. A B C D

Prueba intermedia

Econometría (ECO-A) 21/05/2020

● *Duración : 15 minutos.* ● *Prohibido el uso de material adicional (salvo calculadoras de mano).* ● *Las preguntas tienen una sola opción correcta. 2 puntos si solo marca la correcta. -1 puntos si marca alguna opción incorrecta.* ● ***CUMPLIMENTE** sus datos personales y **TRASLADE** sus respuestas al formuario al final de este documento.*

|**P-1**⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

- [A] los coeficientes de bondad de ajuste R^2 y R^2-ajustado se ven afectados.
- [B] la estimación por intervalos de los estimadores no se ve afectada.
- [C] los estadísticos t, F y LM se ven afectados ya que sus distibuciones bajo H_0 ya no son las habituales.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-2**⟩ Indique en cuáles de los siguientes modelos NO se podrían estimar por MCO los parámetros β_1 y β_2 (*ni tan siquiera tras una trasformación del modelo*):

- [A] $Y_n = \beta_1 + x_n^{1/\beta_2} + U_n$.
- [B] $Y_n = e^{\beta_1} x_n^{\beta_2} e^{U_n}$.
- [C] $Y_n = e^{(\beta_1 + \beta_2 x_n + U_n)}$.
- [D] *Ninguno de ellos se puede transformar para obtener un modelo lineal en los parámetros*

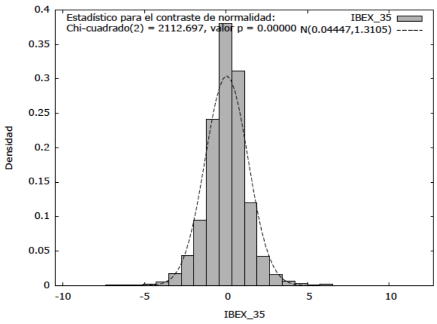
|**P-3**⟩ Si el modelo $Y_n = \beta_1 + \beta_2 x_n + U_n$ cumple todas las hipótesis clásicas y $\widehat{\beta_2}$ es el estimador MCO de la pendiente β_2, indique qué afirmación es FALSA:

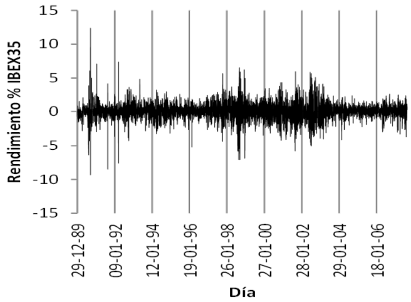
- [A] $\widehat{\beta_2}$ es un estimador consistente.
- [B] $\mathrm{E}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \beta_2$.
- [C] $\mathrm{Var}\left(\widehat{\beta_2}\right) = \frac{\sigma^2}{N s_{\boldsymbol{x}}^2}$, ($N$ es tamaño muestral)
- [D] $\widehat{\beta_2}$ es lineal e insesgado pero NO es eficiente por ser $\boldsymbol{U}$ un componente aleatorio.

|**P-4**⟩ En el modelo lineal general, $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$, la hipótesis de ausencia de multicolinealidad exacta NO se cumple cuando:

- [A] La covarianza muestral entre algún par de variables explicativas es igual a cero.
- [B] El coeficiente de correlación lineal simple de algún par de regresores está próximo a uno en valor absoluto.
- [C] El vector de datos de la variable dependiente es combinación lineal de los regresores.
- [D] *Se cumple en los tres casos anteriores.*

|**P-5**⟩ En los siguientes gráficos para el rendimiento del IBEX, se detecta





- [A] únicamente que distribución no es normal.
- [B] únicamente que la varianza no es constante a lo largo del tiempo.
- [C] únicamente que tiene media igual a cero en el periodo considerado.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Identificación y respuestas

(Econometría 21/05/2020)

0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2
3	3	3	3	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7	7	7
8	8	8	8	8	8	8	8
9	9	9	9	9	9	9	9

Número identificativo

⟵ codifique su número de documento de identidad

(en caso de que su número conste de menos de 8 dígitos, añada ceros delante hasta poder completar los 8 dígitos)

Escriba su nombre y apellidos debajo ↓.

Nombre y Apellidos (en mayúsculas):

Respuestas

P-1. [A] [B] [C] [D]

P-2. [A] [B] [C] [D]

P-3. [A] [B] [C] [D]

P-4. [A] [B] [C] [D]

P-5. [A] [B] [C] [D]

Prueba intermedia Econometría (ECO-A) 21/05/2020

● *Duración : 15 minutos.* ● *Prohibido el uso de material adicional (salvo calculadoras de mano).* ● *Las preguntas tienen una sola opción correcta. 2 puntos si solo marca la correcta. -1 puntos si marca alguna opción incorrecta.* ● ***CUMPLIMENTE** sus datos personales y **TRASLADE** sus respuestas al formuario al final de este documento.*

|**P-1**⟩ El test Davidson-Mackinnon

A Contrasta en una de sus etapas, la significación conjunta de los parámetros en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \theta_1 \widehat{\widehat{y}}_n + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

B Contrasta en una de sus etapas, la hipótesis nula de exclusión de los parámetros β en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \theta_1 \widehat{\widehat{y}}_n + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

C Contrasta en una de sus etapas, la significación individual del parámetro θ_1 en el modelo $y_n = \beta_1 + \beta_2 x_{1n} + \beta_3 x_{2n} + \beta_4 x_{3n} + \theta_1 \widehat{\widehat{y}}_n + u_n$ $(n = 1, 2, ..., N)$.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-2**⟩ En el modelo $rIBEX_t = \beta_0 + \beta_1 C_t$ donde $rIBEX_t$ es el rendimiento diario del IBEX y C_t es el consumo diario agregado, algunas observaciones presentan datos muy por encima de la media para C_t y en la media para $rIBEX_t$. Dichas observaciones,

A son observaciones extremas que nunca influyen sobre las estimaciones.

B son observaciones extremas que suelen ser influyentes.

C suelen presentar residuos anómalos.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-3**⟩ Con datos del salario medio en escuelas públicas de EEUU se ha estimado el modelo

$$\widehat{\text{SALARY}} = \underset{(1342.9)}{26746.8} - \underset{(1711.8)}{2805.30}\,\text{D1} - \underset{(1758.2)}{3491.73}\,\text{D2}$$

donde *SALARY* es el salario (en dólares), *D1* es uno para estados del Norte o Noreste (cero para el resto) y *D2* es uno para estados del Sur (y cero para el resto)
(desviaciones típicas entre paréntesis). Calcule el salario medio (**en miles de dólares**) de un profesor de un estado del **Oeste**. (*Codifique el resultado en la hoja de respuestas*)

|**P-4**⟩ En presencia de heteroscedasticidad,

A los estadísticos t, F y LM no se ven afectados.

B los estimadores MCO de los parámetros no cumplen con las condiciones del Teorema Gauss Markov.

C los coeficientes de bondad de ajuste R^2 y R^2-ajustado se ven afectados.

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-5**⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1 \mathbf{1} + \beta_2 \boldsymbol{x}_2 + \boldsymbol{U}$, cumple todas las hipótesis clásicas, se dispone de una muestra de tamaño $N = 46$, y $\bar{F}$ es el valor calculado del estadístico F habitual para el contraste de significación global de las pendientes en el modelo anterior, entonces el p-valor (o nivel de significación *marginal*) asociado con dicho contraste es igual a:

A $Prob[F(1, 44) \geq \bar{F}]$.

B $1 - Prob[F(1, 45) \leq \bar{F}]$.

C $1 - Prob[F(2, 45) \geq \bar{F}]$.

D $Prob[F(1, 44) \leq \bar{F}]$.

Identificación y respuestas

(Econometría 21/05/2020)

0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2
3	3	3	3	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7	7	7
8	8	8	8	8	8	8	8
9	9	9	9	9	9	9	9

Número identificativo

⟵ codifique su número de documento de identidad

(en caso de que su número conste de menos de 8 dígitos, añada ceros delante hasta poder completar los 8 dígitos)

Escriba su nombre y apellidos debajo ↓.

Nombre y Apellidos (en mayúsculas):

P-1. A B C D

P-2. A B C D

P-3.

Respuestas

0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
.									
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9

P-4. A B C D

P-5. A B C D

Prueba intermedia   Econometría (ECO-A)   21/05/2020

● *Duración : 15 minutos.* ● *Prohibido el uso de material adicional (salvo calculadoras de mano).* ● *Las preguntas tienen una sola opción correcta. 2 puntos si solo marca la correcta. -1 puntos si marca alguna opción incorrecta.* ● ***CUMPLIMENTE*** *sus datos personales y* ***TRASLADE*** *sus respuestas al formuario al final de este documento.*

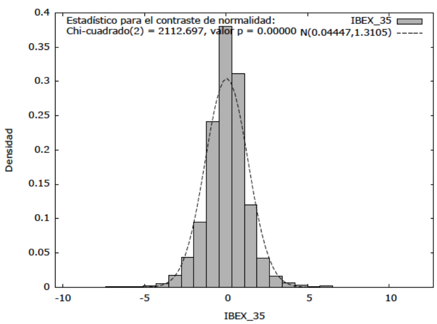
|**P-1**⟩ El test Reset

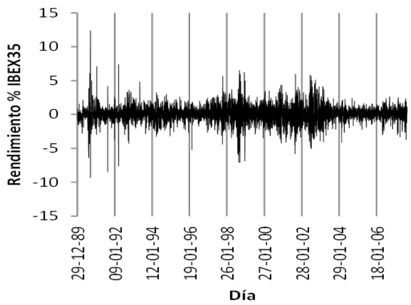
- [A] Introduce como regresores las variables estimadas resultantes de regresar la endógena sobre polinomios de los regresores.
- [B] Introduce como regresores polinomios de las variable endógena.
- [C] Introduce como regresores polinomios de la varible estimada.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-2**⟩ La multicolinealidad exacta de los regresores de un modelo lineal del tipo $\boldsymbol{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{U}$:

- [A] Implica que las ecuaciones normales del ajuste MCO no tienen ninguna solución.
- [B] Ocurre si todas las variables ficticias suman $\mathbf{1}$ y no hay término constante en el modelo.
- [C] Implica que las ecuaciones normales del ajuste MCO tienen infinitas soluciones.
- [D] *Las afirmaciones anteriores son falsas.*

|**P-3**⟩ En los siguientes gráficos para el rendimiento del IBEX, se detecta que





- [A] tiene media igual a cero en el periodo considerado.
- [B] la varianza entre el 28-01-02 y el 29-01-04 es mayor que entre el 29-01-04 y el 18-01-06.
- [C] la distribución es normal porque el p-valor del contraste de Jarque-Bera es inferior a 0,05.
- [D] *Las opciones anteriores son incorrectas.*

|**P-4**⟩ Si el modelo $\boldsymbol{Y} = \beta_1\mathbf{1} + \beta_2\boldsymbol{x}_2 + \beta_3\boldsymbol{x}_3 + \beta_4\boldsymbol{x}_4 + \boldsymbol{U}$, cumple todas las hipótesis clásicas, se dispone de una muestra de tamaño $N = 47$, y $\bar{F}$ es el valor calculado del estadístico F habitual para el contraste de significación global de las pendientes en el modelo anterior, entonces el p-valor (o nivel de significación *marginal*) asociado con dicho contraste es igual a:

- [A] $1 - Prob[F(4,44) \geq \bar{F}]$.
- [B] $Prob[F(3,43) \geq \bar{F}]$.
- [C] $Prob[F(3,43) \leq \bar{F}]$.
- [D] $1 - Prob[F(3,44) \leq \bar{F}]$.

P-5 En el siguiente modelo $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$, la $\text{Var}(U \mid X) = \sigma^2 x_1$. El modelo para estimar de forma eficiente es

A $\frac{y}{x_1} = \frac{\beta_0}{x_1} + \beta_1 + \frac{\beta_2 x_2}{x_1} + v$ donde $v = \frac{u}{x_1}$

B $\frac{y}{\sqrt{x_2}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{x_2}} + \beta_1 \sqrt{x_2} + \frac{\beta_2 x_2}{\sqrt{x_2}} + v$ donde $v = \frac{u}{\sqrt{x_2}}$

C $\frac{y}{\sqrt{x_1}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{x_1}} + \frac{\beta_1 x_1}{\sqrt{x_1}} + \frac{\beta_2 x_2}{\sqrt{x_1}} + v$ donde $v = \frac{u}{\sqrt{x_1}}$

D *Las opciones anteriores son incorrectas.*

Identificación y respuestas

(Econometría 21/05/2020)

0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2
3	3	3	3	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7	7	7
8	8	8	8	8	8	8	8
9	9	9	9	9	9	9	9

NÚMERO IDENTIFICATIVO

⟵ codifique su número de documento de identidad

(en caso de que su número conste de menos de 8 dígitos, añada ceros delante hasta poder completar los 8 dígitos)

Escriba su nombre y apellidos debajo ↓.

Nombre y Apellidos (EN MAYÚSCULAS):

RESPUESTAS

P-1. A B C D

P-2. A B C D

P-3. A B C D

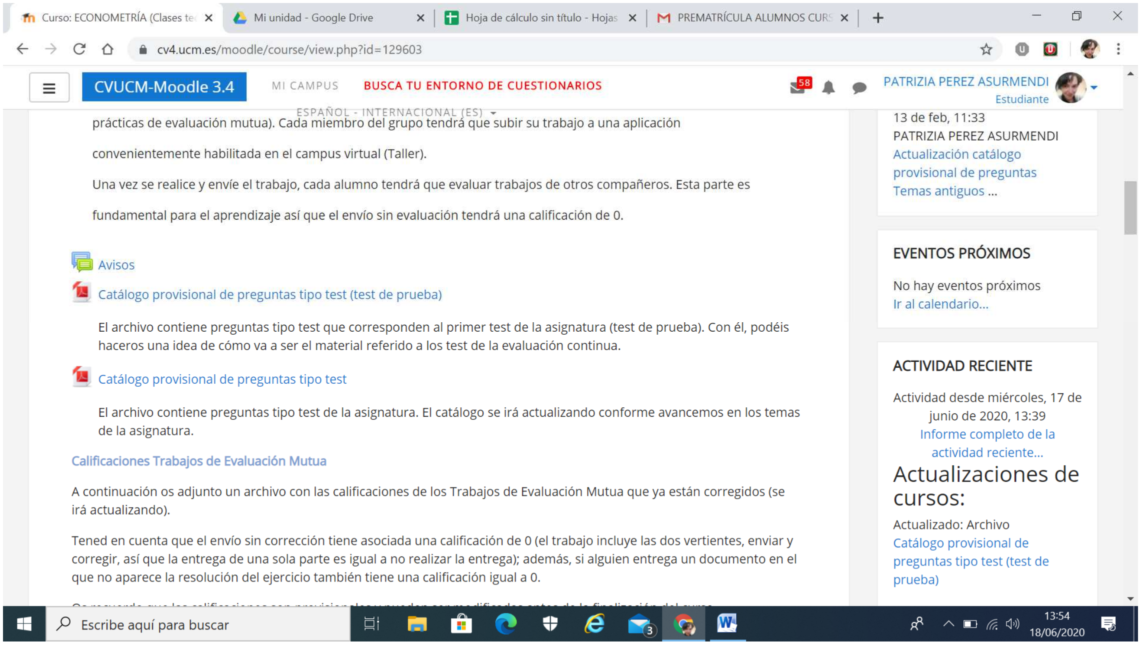
P-4. A B C D

P-5. A B C D

ANEXO (III): Difusión del Catálogo de Preguntas.

Contenido

Captura de pantalla del Campus Virtual del grupo Economía-A donde aparece el Catálogo de Preguntas.


Curso: ECONOMETRÍA (Clases te
Mi unidad - Google Drive
Hoja de cálculo sin título - Hojas
PREMATRÍCULA ALUMNOS CUR
cv4.ucm.es/moodle/course/view.php?id=129603
CVUCM-Moodle 3.4
MI CAMPUS
BUSCA TU ENTORNO DE CUESTIONARIOS
ESPAÑOL - INTERNACIONAL (ES)
PATRIZIA PEREZ ASURMENDI
Estudiante
prácticas de evaluación mutua). Cada miembro del grupo tendrá que subir su trabajo a una aplicación
convenientemente habilitada en el campus virtual (Taller).
Una vez se realice y envíe el trabajo, cada alumno tendrá que evaluar trabajos de otros compañeros. Esta parte es
fundamental para el aprendizaje así que el envío sin evaluación tendrá una calificación de 0.
Avisos
Catálogo provisional de preguntas tipo test (test de prueba)
El archivo contiene preguntas tipo test que corresponden al primer test de la asignatura (test de prueba). Con él, podéis haceros una idea de cómo va a ser el material referido a los test de la evaluación continua.
Catálogo provisional de preguntas tipo test
El archivo contiene preguntas tipo test de la asignatura. El catálogo se irá actualizando conforme avancemos en los temas de la asignatura.
Calificaciones Trabajos de Evaluación Mutua
A continuación os adjunto un archivo con las calificaciones de los Trabajos de Evaluación Mutua que ya están corregidos (se irá actualizando).
Tened en cuenta que el envío sin corrección tiene asociada una calificación de 0 (el trabajo incluye las dos vertientes, enviar y corregir, así que la entrega de una sola parte es igual a no realizar la entrega); además, si alguien entrega un documento en el que no aparece la resolución del ejercicio también tiene una calificación igual a 0.
13 de feb, 11:33
PATRIZIA PEREZ ASURMENDI
Actualización catálogo provisional de preguntas
Temas antiguos ...
EVENTOS PRÓXIMOS
No hay eventos próximos
Ir al calendario...
ACTIVIDAD RECIENTE
Actividad desde miércoles, 17 de junio de 2020, 13:39
Informe completo de la actividad reciente...
Actualizaciones de cursos:
Actualizado: Archivo
Catálogo provisional de preguntas tipo test (test de prueba)
Escribe aquí para buscar
13:54
18/06/2020

ANEXO (IV): Encuestas

Contenido

Encuesta sobre docencia online y evaluación continua (Estudiantes)

Los profesores de esta asignatura estamos realizando un trabajo de investigación sobre cuestiones relativas a la evaluación continua y a la docencia online. La información que nos proporcionéis es muy importante para poder mejorar la calidad de la docencia tomando en cuentas vuestras opiniones. Las respuestas son totalmente anónimas y no os llevará más de 5 minutos realizarla. Gracias de antemano por participar.

Modo: Anónima

- **Docencia online**

En el confinamiento debido al COVID-19, el número de horas en las que has acudido a las clases online:

- Ha subido con respecto a las clases presenciales del periodo anterior.
- Ha sido el mismo con respecto a las clases presenciales del periodo anterior.
- Ha bajado con respecto a las clases presenciales del periodo anterior.

Tu opinión de la docencia online durante el confinamiento es en su conjunto es:

- Positiva.
- Ni positiva ni negativa.
- Negativa.

- **Evaluación continua**

¿Cuánto te ha ayudado la evaluación continua en Econometría a APRENDER los contenidos de la asignatura?

- MÁS que la evaluación continua en la mayoría de las asignaturas del Grado.
- IGUAL que la evaluación continua en la mayoría de la asignaturas del Grado.
- MENOS que la evaluación continua en la mayoría de las asignaturas del Grado.

¿Cuál sería para ti el número ideal de exámenes (controles o parciales) durante la evaluación continua de Econometría (a lo largo de las 15 semanas de la asignatura)?
(0 - 15)

- **Y para finalizar, tres preguntas rápidas y divertidas ;)**

Un bate y una pelota cuestan 1.10€ en total. Se sabe que el bate cuesta 1.00€ más que la pelota. ¿Cuál es el valor en euros de la pelota?

Si se necesita que 5 máquinas funcionen 5 minutos para producir 5 latas. ¿Cuántos minutos deberían tardar 100 máquinas en producir 100 latas?

En un lago hay una zona que contiene lirios. Cada día esa zona duplica su tamaño. Si en 48 días el lago se cubre completamente de lirios: ¿Cuántos días se necesitan para que la mitad del lago se cubra?

¡Muchas gracias por contestar!

Puedes enviarnos un correo si quieres que te informemos de los resultados.

Encuesta sobre docencia online y evaluación continua (DOCENTES)

Modo: Anónima

- **Docencia online**

La docencia online le ha supuesto

- Más trabajo que la docencia presencial.
- El mismo trabajo que la docencia presencial.
- Menos trabajo que la docencia presencial.

¿Cómo ha organizado la docencia durante el periodo no presencial? Señale la respuesta que mejor se adapte a lo realizado.

- Por medio de clases online.
- Por medio de grabaciones de los contenidos para su distribución entre los alumnos.
- Por medio del correo electrónico.
- Otras.

En el caso de haber elegido Otras en la pregunta anterior, especifique cuáles han sido.

La asistencia de los alumnos ha sido

- Mayor que en las semanas de docencia presencial.
- Similar a la de las semanas de docencia presencial.
- Inferior que en las semanas de docencia presencial.

- **Evaluación continua**

¿Cuántos exámenes parciales tenía planificados para este curso? (0 - 15)

¿Cuántos exámenes parciales ha realizado? (0 - 15)

¿Ha implementado otras actividades de evaluación continua? Señale todas las opciones que considere necesarias en función de las actividades que se hayan realizado en su curso.

- [ ] Trabajos individuales.
- [ ] Trabajos en equipo.

- [ ] Entrega de problemas o prácticas.
- [ ] Otras.

En el caso de haber elegido Otras en la pregunta anterior, especifique cuáles han sido.

Las dos siguientes preguntas van dirigidas únicamente a los docentes que han realizado pruebas periódicas individuales por medio de Auto Multiple Choice.

Su percepción sobre los resultados obtenidos por los alumnos es

- Mejor que en otros años donde no las ha utilizado.
- Igual que en otros años donde no las ha utilizado.
- Peor que en otros años donde no las ha utilizado.

Las pruebas individuales periódicas, ¿le han facilitado la realización de otras actividades de evaluación continua?

- Sí.
- No.

- **Y para finalizar, tres preguntas rápidas y divertidas ;)**

Un bate y una pelota cuestan 1.10€ en total. Se sabe que el bate cuesta 1.00€ más que la pelota. ¿Cuál es el valor en euros de la pelota?

Si se necesita que 5 máquinas funcionen 5 minutos para producir 5 latas: ¿Cuántos minutos deberían tardar 100 máquinas en producir 100 latas?

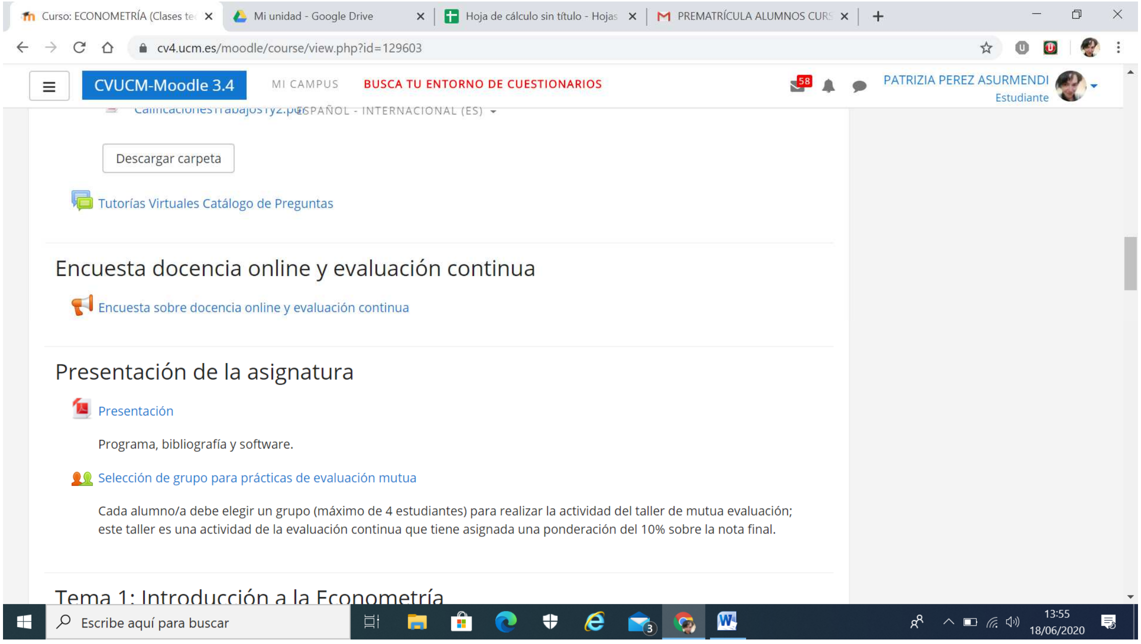
En un lago hay una zona que contiene lirios. Cada día esa zona duplica su tamaño. Si en 48 días el lago se cubre completamente de lirios: ¿Cuántos días se necesitan para que la mitad del lago se cubra?

Muchas gracias por su colaboración.

ANEXO (V): Difusión de la encuesta dirigida a los estudiantes.

Contenido

Captura de pantalla del Campus Virtual del grupo Economía-A donde aparece la encuenta dirigida a los estudiantes.


Curso: ECONOMETRÍA (Clases te
Mi unidad - Google Drive
Hoja de cálculo sin título - Hojas
PREMATRÍCULA ALUMNOS CUR
cv4.ucm.es/moodle/course/view.php?id=129603
CVUCM-Moodle 3.4
MI CAMPUS
BUSCA TU ENTORNO DE CUESTIONARIOS
PATRIZIA PEREZ ASURMENDI
Estudiante
ESPAÑOL - INTERNACIONAL (ES)
Descargar carpeta
Tutorías Virtuales Catálogo de Preguntas
Encuesta docencia online y evaluación continua
Encuesta sobre docencia online y evaluación continua
Presentación de la asignatura
Presentación
Programa, bibliografía y software.
Selección de grupo para prácticas de evaluación mutua
Cada alumno/a debe elegir un grupo (máximo de 4 estudiantes) para realizar la actividad del taller de mutua evaluación; este taller es una actividad de la evaluación continua que tiene asignada una ponderación del 10% sobre la nota final.
Tema 1: Introducción a la Econometría
Escribe aquí para buscar
13:55
18/06/2020

ANEXO (VI): Análisis de la información obtenida.

Contenido

Análisis estadístico de la información recopilada a través de las calificaciones de los estudiantes en los grupos experimentales y de las encuestas a estudiantes y docentes.

En este Anexo se van a comentar los principales resultados que hemos obtenido por medio de la información recopilada a lo largo del proyecto. Como ya se ha comentado, se ha recogido información cuantitativa sobre las calificaciones de las pruebas individuales en los grupos experimentales además de la información de los cuestionarios (tanto de los estudiantes como de los docentes) en los grupos de Econometría que participaron en el proyecto (los experimentales y los de control). Dicha información está disponible bajo petición.

En la Figura 1 aparecen los histogramas correspondientes a cada prueba de los tres grupos de control. En ellos, se muestra la frecuencia relativa de cada calificación dentro del campo de variación del 0 al 10. A simple vista podemos destacar algunos aspectos. En primer lugar, a lo largo de todas las pruebas desarrolladas, un alto porcentaje de estudiantes obtuvo calificaciones cercanas a 0. Este resultado no es sorprendente debido a la complejidad de la asignatura de Econometría. Sin embargo, donde apreciamos cambios es en la parte media y superior de la distribución. A partir de la sexta prueba se observa como la cola superior de la distribución aumenta considerablemente (con la excepción de la última prueba, realizada en la última semana de docencia). En otras palabras, a partir del sexto control, empiezan a aumentar los estudiantes que obtienen calificaciones por encima del 5. Este resultado confirma nuestra intuición sobre la capacidad que tiene el sistema para incentivar que los estudiantes no abandonen la asignatura en las primeras semanas del curso. Muy al contrario, podemos interpretar que el sistema incentiva que los estudiantes realicen un trabajo de estudio continuo, revisando sus errores y superándolos.

A la vista de estas gráficas, decidimos comprobar si el comportamiento de las calificaciones en las primeras pruebas y en las últimas era similar o no. Para ello, se utilizó el Test Mann-Whitney cuya hipótesis nula establece que no existen diferencias entre las distribuciones de dos variables. En nuestro caso, las variables a comparar son las calificaciones de cada prueba. Los p-valores del contraste entre parejas de los 12 controles realizados se muestran en la Tabla 1. Si observamos la primera columna, donde comparamos la distribución de las calificaciones de la primera prueba con las distribuciones de las calificaciones en las demás, encontramos que la hipótesis nula no se rechaza para las cinco primeras pruebas al ser los p-valores superiores a los niveles de significación convencionales. Por lo tanto, se concluye que las distribuciones de las calificaciones de las pruebas 2, 3, 4 y 5 son estadísticamente iguales a las de la primera prueba. Sin embargo, rechazamos la hipótesis del contraste al comparar la distribución de la primera prueba con las de las pruebas 6, 7, 8, 9, 10 y 11. Luego el contraste corrobora lo observado en los histogramas de la Figura 1. El sistema de evaluación propuesto en el proyecto produce diferencias significativas en las calificaciones de los alumnos conforme avanza el curso.

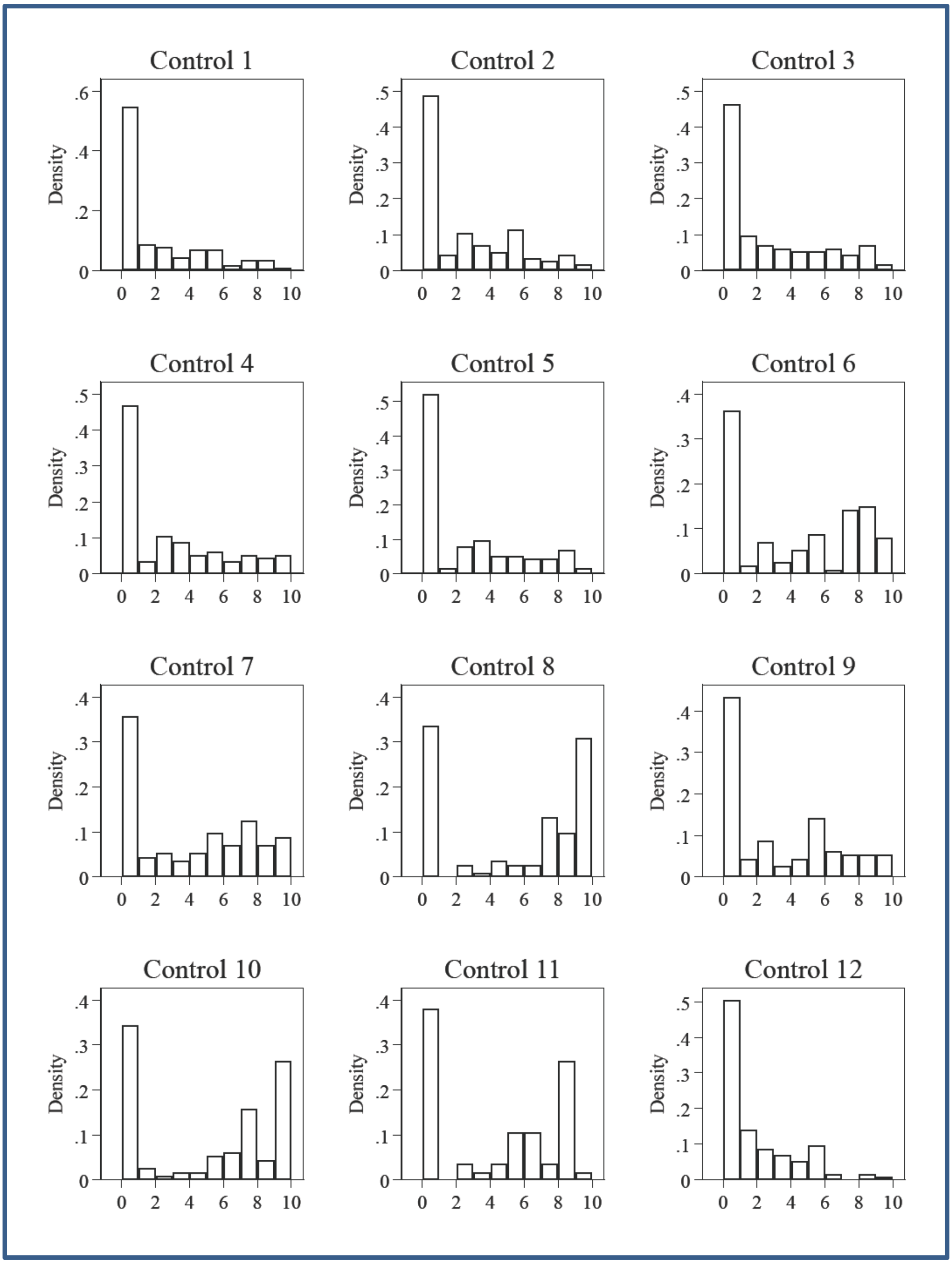


Figura 1: Distribuciones de frecuencias de cada prueba individualizada en los grupos experimentales.

control	c1	c2	c3	c4	c5	c6	c7	c8	c9	c10	c11	c12
1												
2	0,218											
3	0,123	0,714										
4	0,089	0,595	0,844									
5	0,305	0,923	0,641	0,534								
6	0	0	0,002	0,004	0,001							
7	0	0,001	0,005	0,009	0,001	0,662						
8	0	0	0	0	0	0,008	0,003					
9	0,006	0,094	0,245	0,297	0,102	0,043	0,09	0				
10	0	0	0	0	0	0,053	0,021	0,505	0			
11	0	0	0	0	0	0,034	0,016	0,683	0	0,829		
12	0,237	0,926	0,661	0,517	0,971	0	0,001	0	0,079	0	0	

Tabla 1: Valores de probabilidad (p-valores) del contraste de Mann-Whitney.

En la Figura 2 se muestra la evolución de la media y de la desviación típica de las calificaciones a lo largo de los controles. De nuevo, se manifiesta lo comentado anteriormente; existe una diferencia dramática en la media a partir de la sexta prueba que se mantiene hasta la última cuyo comportamiento parece deberse a la cercanía de los exámenes finales.

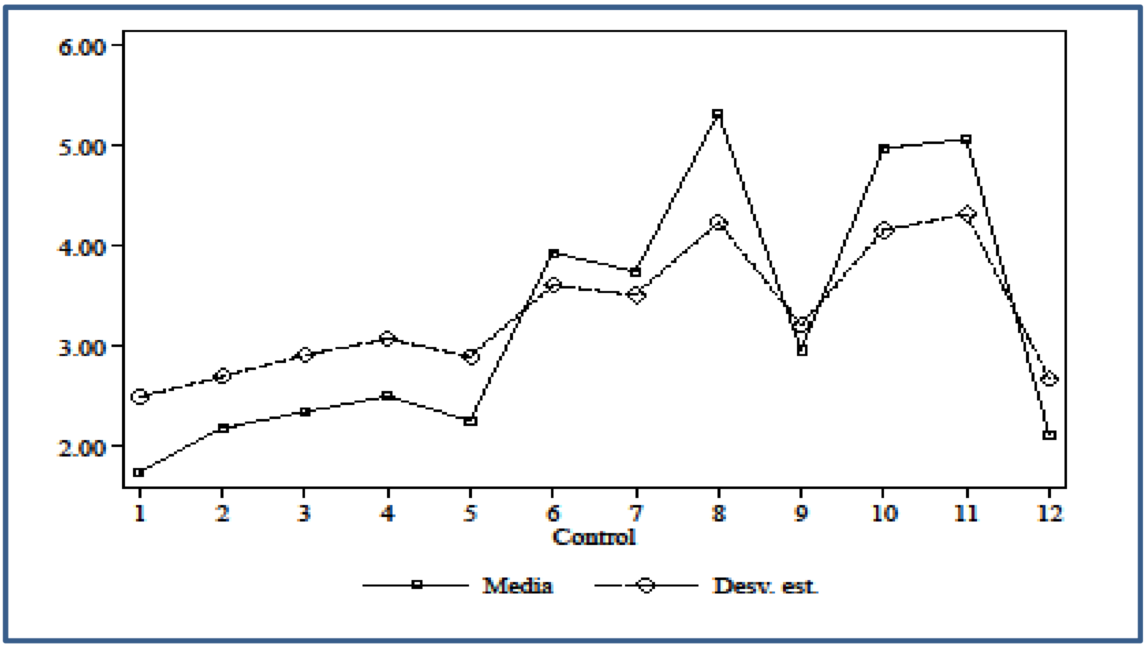


Figura 2: Evolución de la media y la desviación típica de las calificaciones a lo largo de las pruebas.

En la Figura 3 se muestra la evolución de los aprobados conforme avanzaba el curso, es decir, conforme se avanzaba en el sistema de evaluación propuesto. Nuevamente encontramos que a partir de la sexta prueba el porcentaje de aprobados aumenta significativamente.

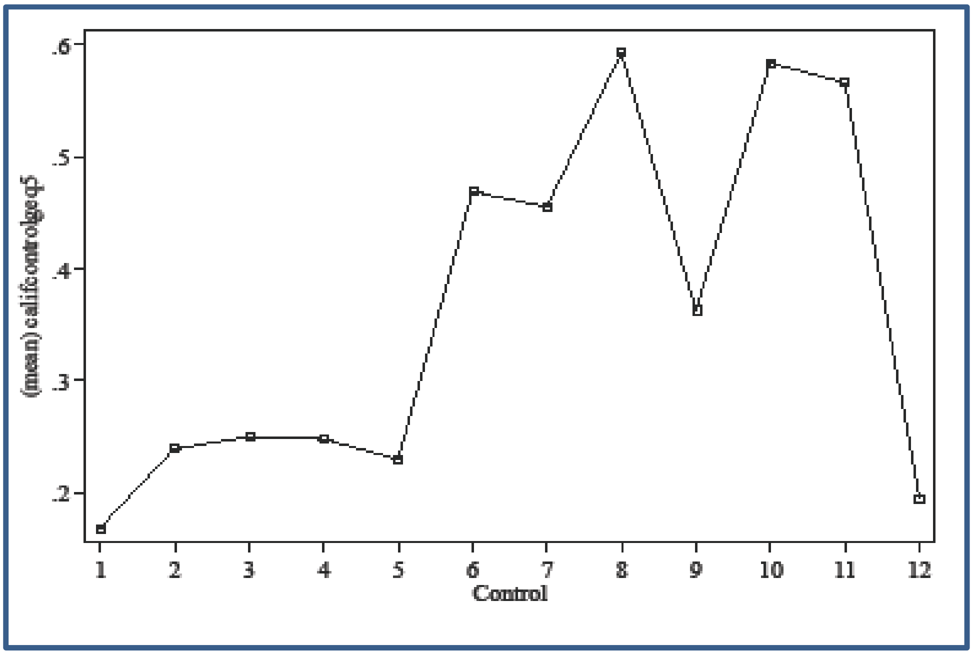


Figura 3: Evolución de la frecuencia relativa de aprobados a lo largo de las pruebas.

Las encuestas realizadas a los estudiantes han arrojado algunos resultados que queremos destacar pero antes de eso, es conveniente explicar cómo se han agrupado las respuestas en categorías para facilitar su tratamiento estadístico.

En las tres primeras preguntas del cuestionario se proporcionaban tres opciones de respuesta. En todas ellas, se han agrupado las dos primeras opciones y se les ha asociado el valor 1, dejando el valor 0 para la tercera opción. En concreto, *Eva. con. opinion aprender no negativa* toma el valor 1 cuando la evaluación continua planteada en Econometría ha contribuido al aprendizaje igual o más que la evaluación continua planteada en otras asignaturas; *Doc. online n. horas clases no bajado* asocia el valor 1 cuando la asistencia a las clases en modalidad online ha sido igual o mayor que bajo la modalidad presencial; finalmente, en *Doc. online opinion no negativa* se ha asociado el valor de 1 a una opinión ni positiva ni negativa o positiva sobre la docencia online. Además, se ha generado otra variable dicotómica para distinguir entre las respuestas de alumnos en los grupos experimentales de las de los estudiantes en los grupos de control. Dicha variable es *Eva. con. con frec. semanal* y toma el valor 1 en el caso de que el grupo del estudiante sea uno de los experimentales. La variable *Eva. con. n. ideal controles* recoge el número de exámenes ideal de cada alumno y finalmente, las respuestas correctas a las preguntas de control se han recogido en *CRT preg. bate&pelota correcta*, *CRT preg. maquinas correcta*, *CRT preg. lago correcta*. Éstas últimas nos indican si el encuestado es racional o no.

En la Tabla 2 se muestran los estadísticos principales de la información obtenida y agrupada como se acaba de explicar.

	count	mean	sd	min	Max
Eva. con. opinion aprender no negativa (0/1)	131	.8091603	.3944715	0	1
Eva. con. n. ideal controles (0-15)	131	3.695038	2.981248	0	15
Eva. con. con frec. semanal (0/1)	131	.2900763	.4555394	0	1
Doc. online n. horas clases no bajado (0/1)	131	.6564885	.4767033	0	1
Doc. online opinion no negativa (0/1)	131	.6793893	.4685029	0	1
CRT preg. bate&pelota correcta	131	.5114504	.5017878	0	1
CRT preg. maquinas correcta	131	.5267176	.5012023	0	1
CRT preg. lago correcta	131	.3435115	.4767033	0	1
Observations	131				

Tabla 2: Estadísticos principales de la encuesta respondida por los estudiantes.

Respondieron a nuestra encuesta 131 estudiantes, un 29% de los cuales cursaron la asignatura en uno de los tres grupos experimentales. En promedio, casi el 81% de los encuestados declararon que la evaluación continua realizada en Econometría les había ayudado a aprender los contenidos de la asignatura tanto o más que la realizada en otras asignaturas del grado. Aproximadamente, el 66% reportó haber acudido a las clases online con la misma o mayor frecuencia que en la modalidad presencial. Finalmente, casi el 68% se mostró igual de satisfecho o más con la docencia online que con la presencial.

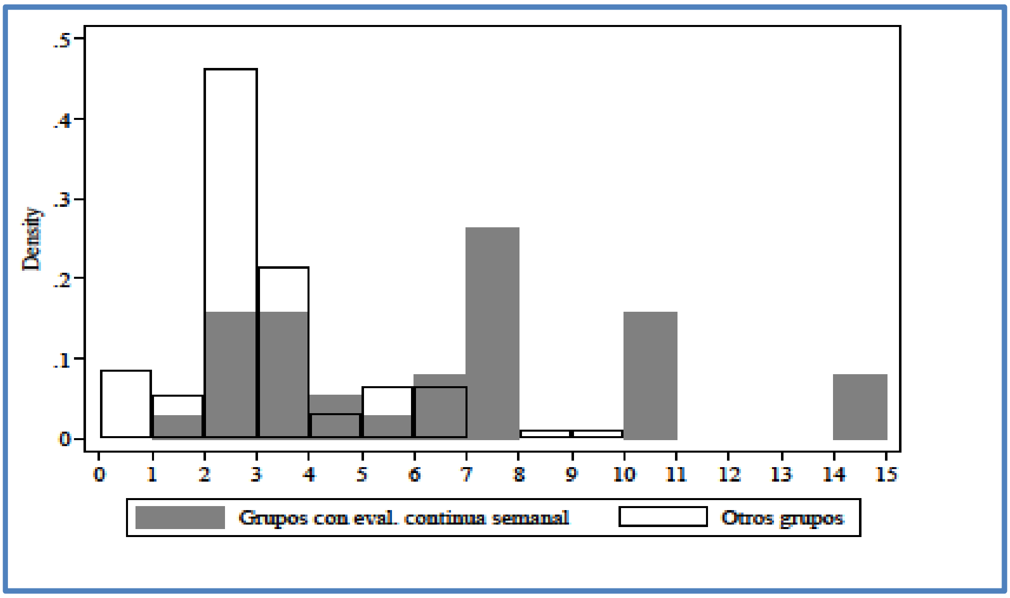


Figura 4: Distribución de frecuencias para el número de pruebas deseado por los estudiantes.

En la Figura 4 se muestra un histograma sobre el número de controles ideales a juicio de los estudiantes distinguiendo entre lo declarado por los alumnos de grupos experimentales y por los de grupos de control. Encontramos algunos resultados esperados; en primer lugar, la distribución de esta variable difiere significativamente de los grupos experimentales a los grupos de control. En los grupos de control, los encuestados prefieren mayoritariamente tener dos controles que es el número de parciales tradicional en la asignatura. No sucede lo mismo en los grupos experimentales, ya que la mayoría de los estudiantes prefieren realizar menos exámenes que los propuestos en este proyecto y realizados a su amparo. En todo caso, el valor más frecuente es siete, sin duda, muy alejado del número de parciales tradicional en la asignatura.

Por último, en la Tabla 3 se muestran distintas correlaciones entre las variables. Ahondando en lo comentado sobre el histograma de la Figura 4, encontramos una correlación positiva entre pertenecer a un grupo experimental y el número de controles ideal y el contraste de Mann-Whitney rechaza la hipótesis nula de que la distribución del número deseado de controles para los dos grupos es igual.

Es decir, los alumnos de estos grupos se decantan efectivamente por un número mayor de pruebas de evaluación que los alumnos de los grupos de control. También encontramos una correlación positiva y de nuevo significativa al 1% entre estar en un grupo experimental y mantener la asistencia a las clases bajo la modalidad online. Además hemos encontrado que los encuestados que estaban satisfechos con la evaluación continua realizada en la asignatura, tienen una visión positiva sobre la docencia online recibida, si bien esta correlación es menos significativa que las comentadas anteriormente (a un 10% en este caso). Se obtiene también una correlación positiva y significativa a 1% entre esa percepción positiva de la docencia online y haber mantenido la asistencia a las clases en las asignaturas no presenciales. Otro resultado destacable es que estar en un grupo experimental aparece negativamente correlacionado con tener una visión positiva de la docencia online. Necesitaríamos más información para saber si este resultado se debe a la satisfacción con el sistema propuesto y por tanto, a la decepción con otro tipo de sistemas utilizados en otras asignaturas o a otros motivos que no somos capaces de explicar con la información disponible.

Por último, queremos destacar que hemos encontrado una correlación positiva entre haber respondido correctamente la segunda pregunta de control y el número ideal de exámenes. Aquellos encuestados más racionales reportan desear una mayor frecuencia en las pruebas de evaluación continua.

En cuanto a los resultados obtenidos de las encuestas a los docentes, al tener sólo cuatro participantes no se han podido realizar análisis de tipo estadístico. No obstante, podemos resumir los resultados. Todos los docentes han declarado haber tenido más trabajo durante la docencia online que en la modalidad presencial; tres han declarado haber realizado clases online mientras que uno ha utilizado grabaciones realizadas

	Eva. con. opinion aprender no negativa (0/1)	Eva. con. n. ideal control (0-15)	Eva. con. con frec. sem (0/1)	Doc. online n. horas clases no baja (0/1)	Doc. online opinion no negat (0/1)	CRT preg. bate&pelota correct	CRT preg. maquincorrect	CRT preg. lago correct
Eva. con. opinion aprender no negativa (0/1)	1.00							
Eva. con. n.ideal controles (0-15)	0.13	1.00						
Eva. con. con frec. sem (0/1)	-0.03	0.55^{***}	1.00					
Doc. online n. horas clases no bajado (0/1)	0.10	0.14	0.21^{**}	1.00				
Doc. online opinion no negativa (0/1)	0.17^{*}	-0.04	-0.17^{**}	0.23^{***}	1.00			
CRT preg. bate&pelota correcta	0.03	-0.11	-0.01	-0.03	0.08	1.00		
CRT preg. maquinas correcta	0.08	-0.09	-0.07	-0.01	0.04	0.60^{***}	1.00	
CRT preg. lago correcta	0.02	0.20^{**}	0.14	0.05	-0.12	-0.61^{***}	-0.51^{***}	1.00
Obs.	131							

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabla 3: Correlaciones entre las distintas variables (Encuestas de estudiantes)

sobre los contenidos de la asignatura. Sólo uno de los docentes encuestados (correspondiente a uno de los grupos de control) ha declarado un descenso en la asistencia de los estudiantes bajo la modalidad online. Las pruebas planificadas han sido realizadas en todos los grupos lo que muestra el compromiso de los docentes durante el periodo de confinamiento, a pesar de las dificultades derivadas del mismo. Los profesores han realizado otras actividades de evaluación continua durante el curso como la entrega de prácticas y problemas, y la realización de trabajos en grupo evaluados por pares. Por su parte, los docentes de los grupos experimentales han mostrado su satisfacción con el sistema en cuanto a los resultados obtenidos por sus estudiantes en comparación con los de otros años donde el sistema no se había implementado.

ANEXO (VII): Bibliografía.

Contenido

Bibliografía relacionada con las futuras líneas de investigación.

Bibliografía

- Albarran, P., Battaglia, M. y Sartarelli, M. (2019) Luck, Math and Gender", mimeo Universidad de Alicante

- Brañas-Garza, P., Jiménez, N. y Ponti, G. (2017) Eliciting real-life social networks: a guided tour, Journal of Behavioral Economics for Policy, 1(1), 33-39

- De Paola, M., y Scoppa, V. (2011). Frequency of examinations and student achievement in a randomized experiment. Economics of Education Review, 30(6), 1416-1429.

- De Paola, M., y Scoppa, V. (2015). Procrastination, academic success and the effectiveness of a remedial program. Journal of Economic Behavior & Organization, 115, 217-236.

ANEXO (VIII): Financiación.

Contenido

Detalles sobre los problemas para ejecutar la dotación presupuestaria asignada a este proyecto.

Para este proyecto se solicitó un montante de 1500 euros que se iban a destinar a la adquisición de equipo informático y a la participación en una reunión científica dedicada a la investigación docente. El presupuesto asignado finalmente fue de 575 euros. Aunque el equipo investigador comprende las restricciones presupuestarias que existen en este tipo de proyectos, nos gustaría dejar constancia de algunos problemas a los que nos enfrentamos a la hora de ejecutar la cantidad asignada. Creemos que informar sobre nuestra experiencia, puede contribuir a la mejora de un sistema que a nuestro juicio es demasiado rígido.

Antes del 22 de noviembre teníamos que justificar haber gastado un 70% de la cuantía concedida. De entrada, era imposible destinar el dinero a la participación en la reunión científica, ya que la asignatura en la que íbamos a probar la innovación pertenece al segundo cuatrimestre del curso académico. En vista de la cuantía y de las restricciones para su uso, decidimos invertir el dinero en material informático para que pudiera ayudarnos en la realización del proyecto. Se adquirió un disco duro para alojar el banco de preguntas y un acumulador para poder dejar encendido el equipo de la Investigadora Principal y que los demás miembros del proyecto pudieran acceder al Banco de Preguntas. A pesar de haber realizado los trámites en tiempo y forma, un retraso en la tramitación de Asuntos Económicos de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, llevó a que el pago no se realizara en tiempo y forma con cargo al proyecto. De manera subsidiaria, el Departamento de Análisis Económico y Economía Cuantitativa al que pertenecemos los miembros del equipo, finalmente asumió el gasto.

No alcanzamos a comprender cómo el cargo no se asignó al proyecto cuando la tramitación por parte del equipo investigador fue la requerida.

En cuanto al montante asignado para este segundo año, la situación sobrevenida por la emergencia sanitaria ha hecho imposible que ejecutáramos el gasto. Nuestra intención era pagar la inscripción a un congreso de innovación docente.

Por todo lo anterior, nos encontramos con que no hemos gastado ni un sólo euro del proyecto, a pesar de haber adquirido material informático por un valor de casi el 70% de la asignación total recibida.